



TUGAS AKHIR – SS141501

**PENGARUH PEMILIHAN UMUM PRESIDEN
AMERIKA SERIKAT KE-45 DAN HARI RAYA NATAL
TERHADAP PERAMALAN INDEKS HARGA SAHAM
GABUNGAN (IHSG)
MENGUNAKAN ANALISIS INTERVENSI**

**FIDYAH WIJAYANTI
NRP 1315 105 052**

**Dosen Pembimbing
R. Mohamad Atok, Ph.D**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017**



TUGAS AKHIR – SS141501

**PENGARUH PEMILIHAN UMUM PRESIDEN
AMERIKA SERIKAT KE-45 DAN HARI RAYA NATAL
TERHADAP PERAMALAN INDEKS HARGA SAHAM
GABUNGAN (IHSG)
MENGUNAKAN ANALISIS INTERVENSI**

**FIDYAH WIJAYANTI
NRP 1315 105 052**

**Dosen Pembimbing
R. Mohamad Atok, Ph.D**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017**



FINAL PROJECT – SS141501

**THE EFFECT OF UNITED STATES 45TH
PRESIDENTIAL ELECTION
AND THE CHRISMAT HOLIDAYS
TO COMPOSITE STOCK PRICE INDEX (IHSG)
USING INTERVENTION ANALYSIS**

**FIDYAH WIJAYANTI
NRP 1315 105 052**

**Supervisor
R. Mohamad Atok, Ph.D**

**UNDERGRADUATED PROGRAM
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017**

LEMBAR PENGESAHAN

PENGARUH PEMILIHAN UMUM PRESIDEN AMERIKA SERIKAT KE-45 DAN HARI RAYA NATAL TERHADAP PERAMALAN INDEKS HARGA SAHAM GABUNGAN (IHSG) MENGUNAKAN ANALISIS INTERVENSI

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains
pada

Program Studi Sarjana Departemen Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

Fidyah Wijayanti

NRP. 1315 105 052

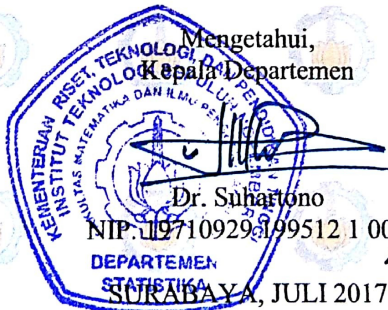
Disetujui oleh Pembimbing:

R. Mohamad Atok, Ph.D

NIP. 19710915 199702 1 001

()

Mengetahui,
Kepala Departemen



Dr. Suhartono
NIP. 19710929 199512 1 001

SURABAYA, JULI 2017

**PENGARUH PEMILIHAN UMUM PRESIDEN AS
KE-45 DAN HARI RAYA NATAL
TERHADAP PERAMALAN INDEKS HARGA
SAHAM GABUNGAN (IHSG)
MENGUNAKAN ANALISIS INTERVENSI**

Nama Mahasiswa : Fidyah Wijayanti
NRP : 1315 105 052
Departemen : Statistika
Dosen Pembimbing : R. Mohamad Atok, Ph.D

Abstrak

Pergerakan harga saham, khususnya IHSG, merupakan informasi yang penting bagi investor sebagai dasar membuat keputusan investasi. Nilai IHSG yang selalu berfluktuatif dan sering berubah-ubah, menjadikan kegiatan perdagangan saham berisiko besar. Sehingga, dibutuhkan suatu model yang dapat digunakan untuk meramalkan nilai IHSG dimasa mendatang untuk meminimalisir risiko yang akan dihadapi oleh investor. Tujuan penelitian ini untuk mendapatkan model peramalan yang sesuai. Metode peramalan yang digunakan adalah analisis intervensi. Penggunaan analisis intervensi dikarenakan adanya beberapa peristiwa eksternal yang mempengaruhi naik dan turunnya nilai IHSG yaitu peristiwa disahkannya UU Tax Amnesty oleh DPR, pemilu Presiden Amerika Serikat, serta libur hari natal. Hasil analisis intervensi menunjukkan bahwa pengaruh peristiwa pengesahan UU Tax Amnesty menurunkan nilai IHSG sebesar 99,69 poin, pengaruh peristiwa pemilu presiden Amerika Serikat menurunkan nilai IHSG sebesar 152,39 poin, sedangkan pengaruh peristiwa liburan perayaan natal menurunkan nilai IHSG sebesar 107,3 poin. Peramalan nilai IHSG bulan April 2017 berada pada kisaran level 5500-5600.

Kata kunci : Analisis Intevensi, IHSG, Pemilu Presiden AS, Tax Amnesty

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

**THE EFFECT OF UNITED STATES 45TH
PRESIDENTIAL ELECTION
AND CHRISTMAS HOLIDAYS
TO COMPOSITE STOCK PRICE INDEX (IHSG)
USING INTERVENTION ANALYSIS**

Student Name : Fidyah Wijayanti
Student Number : 1315 105 052
Department : Statistics
Supervisor : R. Mohamad Atok, Ph.D

Abstract

Stock price movements, especially Indonesian Composite Stock Price Index (IHSG) are important information for the investors as a foundation for making the investment decision. IHSG values are always fluctuating and changing frequently, causing the high risk in stock trading activities. Therefore, the model that can be used to predict the value of IHSG in the future is needed, because it is important to minimize the risks that faced by investors. This study purpose to obtain the proper forecasting model for predicting the IHSG value in the future using intervention analysis. Intervention analysis is used due to several external events that affect the rise and fall of the IHSG value which is the legalization of Amnesty Tax Law by the Indonesian House of Representatives (DPR), the Presidential Election of United States, and the Christmas Holidays. The result of the intervention analysis shows that the effect of the Amnesty Law enforcement decreased the value of IHSG value by 99.69 points, the effect of the US Presidential Election decreased the IHSG value by 152.39 points, and the effect of the christmas holiday also decreased the IHSG value by 107.3 points. The forecasting of IHSG value for April 2017 is fall on 5500-5600 level.

Keywords : Intervention Analysis, IHSG, US Presidential Election, Tax Amnesty

(This page intentionally left blank)

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Tuhan YME karena atas segala rahmat, karunia, rizki, dan hidayah-Nya yang diberikan kepada seluruh hamba-Nya. Nikmat keimanan, kesehatan, dan keselamatan merupakan nikmat berharga yang penulis rasakan selama proses penyelesaian Tugas Akhir dan pengerjaan laporan Tugas Akhir, dimana Tugas Akhir ini berjudul ***“Pengaruh Pemilihan Umum Presiden Amerika Serikat ke-45 dan Hari Raya Natal Terhadap Peramalan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Menggunakan Analisis Intervensi”***. Selama proses pengerjaan sampai tersusunnya laporan Tugas Akhir ini, penulis banyak dibantu oleh beberapa pihak. Untuk itu penulis ingin menyampaikan apresiasi dan ucapan terima kasih kepada:

1. R. Mohamad Atok, Ph.D selaku dosen pembimbing penulis yang selama ini sudah banyak bersabar dan meluangkan waktu dalam membimbing penulis selama proses pengerjaan laporan Tugas Akhir.
2. Dr. Kartika Fithriasari, M.Si., Imam Safawi Ahmad, S.Si., M.Si selaku dosen penguji yang telah memberikan banyak masukan dan bantuan dalam penyelesaian Tugas Akhir ini.
3. Bapak Dr. Suhartono selaku Kepala Departemen Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.
4. Bapak Dr. Sutikno, M.Si selaku Ketua Program Studi S1 Departemen Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya yang selalu menginspirasi kami.
5. Kedua orang tua dan keluarga tercinta yang banyak memberikan dukungan serta doa untuk kelancaran dan kesuksesan penulis.
6. Seluruh dosen dan karyawan Departemen Statistika FMIPA-ITS yang telah memberikan banyak ilmu dan bimbingan selama perkuliahan.

7. Teman-teman seperjuangan yang telah menjadi keluarga yang senantiasa memberikan semangat dan doa sehingga laporan Tugas Akhir ini dapat terselesaikan.
8. Teman-teman S1-LJ Statistika angkatan 2015 yang senantiasa memberikan semangat dan doa sehingga laporan ini dapat terselesaikan.
9. Pihak-pihak yang sudah banyak membantu penulis dalam proses pengerjaan laporan Tugas Akhir ini, yang tidak dapat penulis sebutkan satu per satu.

Penulis menyadari bahwa laporan ini masih jauh dari kesempurnaan, untuk itu penulis menerima segala macam bentuk saran dan kritik yang diberikan untuk perbaikan laporan Tugas Akhir ini. Terakhir, penulis berharap semoga laporan ini dapat memberikan banyak manfaat untuk pembaca.

Surabaya, Juli 2017

Penulis

DAFTAR ISI

	<i>Halaman</i>
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	iii
ABSTRAK	v
ABSTRACT	vii
KATA PENGANTAR	ix
DAFTAR ISI	xi
DAFTAR GAMBAR	xiii
DAFTAR TABEL	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvii
BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah	3
1.3 Tujuan Penelitian.....	4
1.4 Manfaat Penelitian.....	4
1.5 Batasan Masalah.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)	5
2.2 <i>Time Series Analysis</i>	5
2.2.1 Stasioneritas Data.....	6
2.2.2 <i>Autocorrelation Function</i> (ACF)	7
2.2.3 <i>Partial Autocorrelation Function</i> (PACF)	8
2.2.4 Model <i>Trend</i> Deterministik	9
2.2.5 Model ARIMA	9
2.2.6 Estimasi Parameter	10
2.2.7 Uji Signifikansi Parameter	12
2.2.8 Uji Asumsi Residual <i>White Noise</i>	12
2.2.9 Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal	13
2.2.10 Analisis Intervensi.....	14
2.2.11 Deteksi Outlier	16
2.2.12 Pemilihan Model Terbaik.....	17

BAB III METODOLOGI	
3.1 Sumber Data	19
3.2 Variabel Penelitian	19
3.3 Langkah Penelitian	19
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN	
4.1 Karakteristik IHSG	23
4.2 Model <i>Trend</i> Deterministik Untuk Data IHSG ..	24
4.3 Model Intervensi.....	26
4.3.1 Identifikasi Model ARMA Data Sebelum Intervensi.....	27
4.3.2 Pemodelan Intervensi Akibat Pengesahan UU Tax Amnesty Pada 28 Juni 2016.....	32
4.3.3 Pemodelan Intervensi Akibat Pemilu Presiden Amerika Serikat Pada 9 November 2016.....	34
4.3.4 Pemodelan Intervensi Akibat Libur Perayaan Natal Pada 27 Desember 2016..	37
4.4 Permalan	42
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	
5.1 Kesimpulan.....	45
5.2 Saran.....	45
DAFTAR PUSTAKA	47
LAMPIRAN	51
BIODATA PENULIS	79

DAFTAR GAMBAR

	<i>Halaman</i>
Gambar 2.1 Perbandingan Antara Analisis Intervensi dan ARIMA	14
Gambar 2.2 (a) Pola Residual Ketika $r = 0$, (b) Pola Residual Ketika $r = 1$, (c) Pola Residual Ketika $r = 2$	16
Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian	21
Gambar 4.1 <i>Time Series Plot</i> Data IHSG	23
Gambar 4.2 <i>Time Series Plot</i> Data <i>In-Sample</i>	24
Gambar 4.3 Box-Cox Plot	24
Gambar 4.4 Plot ACF Data IHSG Sebelum Intervensi....	25
Gambar 4.5 <i>Time Series Plot</i> Nilai X_t	26
Gambar 4.6 <i>Time Series Plot</i> X_t Sebelum Intervensi.....	27
Gambar 4.7 Plot ACF dan PACF X_t Sebelum Intervensi.....	27
Gambar 4.8 Diagram Residual Model Intervensi Pertama	33
Gambar 4.9 Diagram Residual Model Intervensi Kedua.	35
Gambar 4.10 Diagram Residual Model Intervensi Ketiga.	37
Gambar 4.11 <i>Time Series Plot</i> Perbandingan Data IHSG dengan Hasil Peramalan.....	42
Gambar 4.12 <i>Time Series Plot</i> Perbandingan Data IHSG dengan Hasil Peramalan bulan Februari hingga April 2017	43

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR TABEL

	<i>Halaman</i>
Tabel 2.1 Transformasi Box-Cox.....	7
Tabel 2.2 Karakteristik ACF dan PACF	9
Tabel 3.1 Variabel Penelitian	19
Tabel 4.1 Hasil Analisis Regresi Uji Serentak.....	25
Tabel 4.2 Hasil Analisis Regresi Uji Parsial	25
Tabel 4.3 Uji Signifikansi Parameter Model Sebelum Intervensi	28
Tabel 4.4 Uji Asumsi Residual <i>White Noise</i> Model Sebelum Intervensi.....	30
Tabel 4.5 Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal Model Sebelum Intervensi	30
Tabel 4.6 Pemilihan Kriteria Keabaikan Model Sebelum Intervensi	31
Tabel 4.7 Uji Signifikansi Parameter Model Sebelum Intervensi dengan <i>Outlier</i>	31
Tabel 4.8 Uji Asumsi Residual Model Sebelum Intervensi	32
Tabel 4.9 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Pertama	33
Tabel 4.10 Uji Asumsi Residual Model Intervensi Pertama	34
Tabel 4.11 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Kedua	35
Tabel 4.12 Uji Asumsi Residual Model Intervensi Kedua	36
Tabel 4.13 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Ketiga	38
Tabel 4.14 Uji Asumsi Residual Model Intervensi Ketiga	39
Tabel 4.15 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Ketiga dengan <i>Outlier</i>	39
Tabel 4.16 Uji Asumsi Residual <i>White Noise</i> dan Berdistribusi Normal Pada Model Intervensi Ketiga dengan <i>Outlier</i>	40
Tabel 4.17 Hasil Peramalan IHSG	42

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

	<i>Halaman</i>
Lampiran A Data Indeks Harga Saham Gabungan IHSG	51
Lampiran B <i>Output</i> Minitab Pengaruh Rata-rata Mingguan	52
Lampiran C <i>Syntax Software SAS</i>	53
Lampiran D <i>Output Software SAS</i>	60
Lampiran E Surat Keterangan Pengambilan Data	78

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Pasar modal memiliki peranan penting dalam perekonomian. Pasar modal menyediakan fasilitas untuk mempertemukan dua kepentingan, yaitu pihak yang memiliki kelebihan dana dan pihak yang memerlukan dana. Pasar modal dapat menjadi indikator dalam berkembangnya perekonomian suatu negara. Pergerakan harga saham di pasar modal Indonesia secara keseluruhan dapat diamati melalui Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). IHSG merupakan indeks yang menunjukkan pergerakan harga saham secara umum yang tercatat di bursa efek yang menjadi acuan tentang perkembangan kegiatan di pasar modal. Pertengahan tahun 2016, IHSG terus menguat tajam setelah UU Tax Amnesty disahkan oleh DPR pada tanggal 28 Juni 2016 (Sofie & Cahyo, 2016). IHSG terus menguat bahkan sempat menembus angka 5.523 seperti yang dilansir dari bisnis.com (Simamora, 2016). Terdapat beberapa analis yang memprediksi IHSG hingga akhir tahun 2016 akan terus menguat. Diantaranya, analis PT Koneksi Kapital Morolop, Alfred Nainggolan, memprediksi IHSG akhir tahun 2016 akan menyentuh level 5.500-5.600 (Sukirno, 2016). Nyatanya, IHSG akhir tahun 2016 tidak mencapai 5.500 karena IHSG sempat turun tajam pada pertengahan November dan menjelang hari raya Natal pada bulan Desember. Seperti yang dilansir dari bisnis.com pada Jumat 11 November 2016, IHSG ditutup melemah 2,95% atau 160,99 poin (Cakti, 2016). Pada artikel tersebut, Tim Riset OSO Securities mengindikasikan bahwa melemahnya IHSG ada kaitannya dengan terpilihnya Donal Trump sebagai Presiden Amerika Serikat dan rencana Donal Trump untuk meningkatkan belanja infrastruktur. Dua hari setelah terpilihnya Donal Trump sebagai Presiden Amerika Serikat, saham-saham perusahaan teknologi turun dan para investor beralih ke saham-saham infrastruktur. Saham beberapa perusahaan besar seperti Amazon

turun 4,7 persen, saham Facebook, Apple, dan Microsoft jatuh 2,7 persen, sedangkan saham Alphabet turun 2,3 persen (Siswanto & Krisnamusi, 2016). Penurunan tajam juga terjadi beberapa hari menjelang hari raya Natal. Kamis, 22 Desember 2016 IHSG ditutup pada level 5.042,87 atau turun 68,522 poin seperti yang dilansir CNN Indonesia (Audriene, 2016). Menurut Kepala Riset First Asia Capital seminggu sebelum Natal IHSG terus bergerak negatif, mungkin akibat dari minimnya sentimen positif dan ekspektasi atas penguatan dolar dan kenaikan bunga The Fed (Audriene, 2016).

Kegiatan jual-beli pada pasar modal selain menguntungkan juga mempunyai resiko yang besar, maka dalam hal ini para investor memerlukan suatu informasi yang bisa dijadikan acuan dalam mengambil keputusan untuk menentukan saham mana yang akan dibeli, dijual atau dipertahankan. Untuk menghasilkan keputusan investasi yang tepat, maka perlu dilakukan peramalan. Dilihat dari permasalahan tersebut, metode peramalan yang dapat di-gunakan dalam penelitian ini adalah analisis intervensi. Analisis intervensi digunakan untuk mengevaluasi efek dari peristiwa eksternal pada suatu data *time series* (Wei, 2006).

Beberapa penelitian yang telah dilakukan berkaitan dengan pemodelan dan peramalan IHSG diantaranya adalah pemodelan indeks saham berdasarkan *high* dan *low price* menggunakan metode fungsi transfer dan *back propagation neural network* yang dilakukan oleh Aliffaturroodliyah (2011). Penelitian tersebut menunjukkan bahwa model dari metode *back propagation neural network* lebih akurat untuk meramalkan indeks harga saham Nikkei 225, Hang Seng, dan Kospi. Selain itu, penelitian meramalkan indeks harga saham di Indonesia dan dunia dengan model *univariate* dan *multivariate time series* (Dewi, 2013). Penelitian tersebut menunjukkan bahwa indeks harga saham Amerika mempengaruhi semua indeks harga saham negara lain, namun tidak dipengaruhi oleh indeks harga saham manapun. Serta model *univariate* memberikan hasil yang lebih

akurat untuk meramalkan indeks harga saham di beberapa negara.

Penelitian menggunakan metode intervensi juga pernah dilakukan oleh Kyper and Jarrett (2011) untuk memodelkan dan meramalkan indeks harga saham China. Hasil dari penelitian tersebut menunjukkan bahwa krisis finansial secara global memberikan pengaruh terhadap indeks harga saham China. Selain itu, terdapat penelitian yang dilakukan oleh Chung, Ip, dan Chan (2009). Penelitian tersebut menggunakan analisis intervensi untuk memodelkan pengaruh krisis finansial terhadap industri manufaktur di China. Hasil penelitian tersebut menunjukkan krisis finansial di Amerika Serikat tidak secara langsung berdampak pada perekonomian di China, namun pengaruh mulai berdampak saat krisis tersebut menjadi permasalahan ekonomi secara global. Pada penelitian ini, faktor intervensi yang digunakan adalah pengaruh pengesahan UU Tax Amnesty oleh DPR, pemilihan umum presiden AS ke-45, dan hari raya Natal. Pemilihan umum presiden AS ke-45 merupakan peristiwa yang belum lama ini terjadi dan menyita perhatian dunia karena setiap kebijakan yang diambil oleh pemerintahan Amerika Serikat akan berdampak pada per-ekonomian global (detik.finance, 2014). Pengaruh intervensi ini belum pernah ada penelitian yang menggunakan faktor intervensi ini. Hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan tambahan informasi kepada para investor sebagai pertimbangan dalam menentukan keputusan investasi yang tepat.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dipaparkan diatas, rumusan masalah dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Bagaimana karakteristik IHSG pada periode Januari 2016 hingga Maret 2017?
2. Bagaimana pemodelan dan peramalan IHSG akibat intervensi tax amnesty, pemilihan umum presiden AS ke-45, dan hari raya Natal?

1.3 Tujuan Penelitian

Rumusan masalah diatas menghasilkan tujuan yang akan dicapai dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendiskripsikan karakteristik IHSG pada periode Januari 2016 hingga Maret 2017.
2. Mendapatkan model dan ramalan IHSG akibat intervensi tax amnesty, pemilihan umum presiden AS ke-45, dan hari raya Natal.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang dapat diperoleh yaitu hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan tambahan informasi kepada para investor sebagai pertimbangan dalam menentukan keputusan investasi yang tepat.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penelitian ini adalah menggunakan metode intervensi. Sedangkan pengaruh intervensi yang di analisis yaitu pengaruh disahkannya UU tax amnesty, pemilihan presiden Amerika ke-45, dan hari raya Natal tahun 2016. Indeks harga saham yang digunakan adalah data harian IHSG di Indonesia periode Januari 2016 hingga Maret 2017.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)

Indeks Harga Saham Gabungan (*composite stock price index* = CPSI) merupakan indeks gabungan dari seluruh jenis-jenis saham yang ada atau tercatat di bursa efek. Terdapat beberapa pendapat tentang pengertian IHSG, yaitu mengatakan IHSG merupakan ringkasan dari dampak simultan dan kompleks atas berbagai macam faktor yang berpengaruh, terutama fenomena-fenomena ekonomi, bahkan dewasa ini IHSG dijadikan barometer kesehatan ekonomi suatu negara dan sebagai landasan analisis statistik atas kondisi pasar terakhir (*current market*) (Widoatmojo, 1996). IHSG merupakan suatu nilai yang digunakan untuk mengukur kinerja saham yang tercatat dalam suatu bursa efek (Ang, 1997).

2.2 Time Series Analysis

Time series merupakan serangkaian nilai dari pengamatan terhadap variabel yang diamati secara berurutan dari waktu ke waktu dan antar pengamatan yang berdekatan saling berhubungan. Pengambilan data dilakukan pada interval waktu dan sumber yang sama (Wei, 2006).

Analisis *time series* merupakan suatu metode peramalan untuk masa depan yang dilakukan berdasarkan nilai atau data masa lalu dari suatu variabel dan kesalahan (*error*) masa lalu. Tujuan dari metode peramalan *time series* ini adalah untuk menemukan pola data *time series* dan mengekstrapolasikan pola tersebut ke periode yang akan datang.

Setiap pengamatan yang dilakukan dapat dinyatakan dalam bentuk variabel random Z_t yang didapatkan berdasarkan indeks waktu tertentu t_i dengan $i=1,2,\dots,n$ sebagai urutan waktu pengamatan, sehingga penulisan dari data *time series* adalah

$Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$. Ada beberapa hal yang harus diperhatikan dalam melakukan analisis data *time series*, antara lain yaitu kestasioneran data, fungsi autokorelasi, dan fungsi autokorelasi parsial.

2.2.1 Stasioneritas Data

Proses Stokastik adalah himpunan variabel random $Z(\omega, t)$ yang berindeks waktu, dimana ω adalah semua nilai yang mungkin untuk Z_t (*sample space*) dan t adalah indeks waktu. Populasi yang terdiri dari semua realisasi yang mungkin disebut ansambel dalam proses stokastik dan analisis *time series*. Dengan demikian, *time series* adalah sebuah realisasi atau fungsi sampel dari proses stokastik (Wei, 2006).

Data stasioner jika:

$$F_{Z_{t_1}, \dots, Z_{t_n}}(x_1, \dots, x_n) = F_{Z_{t_1+k}, \dots, Z_{t_n+k}}(x_1, \dots, x_n) \quad (2.1)$$

Pada proses *strictly stationary*, fungsi distribusi untuk setiap t adalah sama. Sehingga fungsi rata-rata, dan matriks autokovarians yang sama. Namun sangat susah atau bahkan tidak mungkin untuk memastikan fungsi distribusi secara akurat. Sehingga proses *weakly stationary* (stasioner orde kedua) lebih sering digunakan. Fungsi rata-rata dari proses didefinisikan pada persamaan (2.2),

$$\mu_t = E(Z_t) \quad (2.2)$$

dan fungsi varians dari proses proses yaitu pada persamaan (2.3).

$$\sigma_t^2 = E(Z_t - \mu_t)^2 \quad (2.3)$$

Untuk menstasionerkan data terhadap varians digunakan transformasi Box-Cox. Rumus umum dalam melakukan transformasi Box-Cox yaitu terdapat pada persamaan (2.4) sebagai berikut (Wei, 2006).

$$T(Z_t) = \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, \text{ berlaku untuk } \lambda \neq 0 \quad (2.4)$$

Untuk melihat mengapa $\lambda = 0$ sesuai dengan logaritmik transformasi, dapat dituliskan sebagai persamaan (2.5).

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} T(Z_t) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda} = \ln(Z_t) \quad (2.5)$$

dimana λ merupakan parameter transformasi dari transformasi Box-Cox. Tabel 2.1 merupakan beberapa nilai λ yang biasanya digunakan pada transformasi Box-Cox.

Tabel 2.1 Transformasi Box-Cox

Nilai Estimasi λ	Transformasi
-1	$1/Z_t$
-0,5	$1/\sqrt{Z_t}$
0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t (tidak ada transformasi)

Selanjutnya dilakukan identifikasi kestasioneran data terhadap mean. Identifikasi kestasioneran terhadap mean dapat dilakukan secara visual dengan menggunakan *time series plot* dan menggunakan plot ACF. Data *time series* bersifat stasioner terhadap mean jika plot *time series* berfluktuasi disekitar nilai rata-rata yang konstan. Apabila data *time series* tidak stasioner dalam mean, maka langkah selanjutnya adalah melakukan *differencing*. Rumus *differencing* dapat ditulis seperti pada persamaan (2.6) sebagai berikut (Wei, 2006).

$$W_t = (1 - B)^d Z_t \quad (2.6)$$

dimana :

W_t : Data hasil *differencing*

Z_t : Data *time series* pada waktu ke- t

d : Orde *differencing*

2.2.2 Autocorrelation Function (ACF)

ACF digunakan untuk melihat kestasioneran data terhadap mean dan juga digunakan untuk menunjukkan hubungan linier yang terjadi diantara pengamatan Z_t dengan Z_{t+k} . Korelasi anta-

ra Z_t dengan Z_{t+k} dinyatakan dalam persamaan (2.7) berikut (Wei, 2006).

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.7)$$

Nilai autokovarians antara Z_t dengan Z_{t+k} dirumuskan seperti pada persamaan (2.8) berikut.

$$\gamma_k = \text{Cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu) \quad (2.8)$$

dimana:

$$\gamma_0 = \text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k})$$

γ_k = fungsi autokovarians pada lag ke- k

ρ_k = fungsi autokorelasi (ACF) pada lag ke- k

2.2.3 Partial Autocorrelation Function (PACF)

PACF digunakan untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara pengamatan Z_t dengan Z_{t+k} setelah dependensi linier dalam variabel $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$ dihilangkan, maka korelasinya dituliskan pada persamaan (2.9) berikut.

$$\text{Corr}(Z_t, Z_{t+k} \mid Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}) \quad (2.9)$$

Secara umum fungsi autokorelasi parsial dirumuskan persamaan (2.10) sebagai berikut (Wei, 2006).

$$P_k = \frac{\text{Cov}[(Z_t - \hat{Z}_t), (Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})]}{\sqrt{\text{Var}(Z_t - \hat{Z}_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})}} \quad (2.10)$$

dimana :

P_k : fungsi parsial autokorelasi

Z_t : nilai pada waktu ke- t

Z_{t+k} : nilai pada waktu ke- k

\hat{Z}_t : dugaan variabel Z pada waktu ke- t

\hat{Z}_{t+k} : dugaan variabel Z pada waktu ke- $t+k$

2.2.4 Model *Trend* Deterministik

Proses time series yang tidak stasioner terbagi menjadi 3 macam yaitu, proses yang mempunyai mean tidak konstan, proses yang tidak konstan dalam varians, proses yang tidak konstan dalam mean dan varians (Makridakis, Wheelwright, & Hyndman, 1997). Model trend deterministik dapat menggambarkan fungsi rata-rata dari proses deret waktu yang memiliki pengaruh waktu yang signifikan namun tidak memiliki mean yang konstan (Wei, 2006). Persamaan model *trend* deterministik dituliskan dalam persamaan 2.11 berikut.

$$Z_t = \mu_t + a_t \quad (2.11)$$

dengan μ_t mengikuti *trend* linear $\mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$.

2.2.5 Model ARIMA

Mengidentifikasi suatu model ARIMA berdasarkan pada suatu pendekatan pola ACF dan PACF yang dapat ditabelkan seperti pada Tabel 2.2

Tabel 2.2 Karakteristik ACF dan PACF

	AR(p)	MA(q)	ARMA (p,q)
ACF	Turun cepat secara eksponensial	<i>Cut off</i> setelah lag ke-p	Turun cepat setelah lag (q-p)
PACF	<i>Cut off</i> setelah lag ke-p	Turun cepat secara eksponensial	Turun cepat setelah lag (p-q)

Identifikasi model ARIMA dapat dilakukan dengan melihat *time series plot*, plot ACF, dan plot PACF. Bentuk umum dari model ARIMA (p,d,q) dapat dituliskan seperti pada persamaan (2.12) berikut (Wei, 2006).

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad (2.12)$$

dimana :

$\phi_p(B)$: koefisien AR pada variabel Z pada waktu ke $t-p$

$\theta_q(B)$: koefisien MA pada variabel Z pada waktu ke $t-q$

Z_t : variabel Z pada waktu ke- t

a_t : residual pada waktu ke- t

d : orde *differencing*

$\phi_p(B)$: $(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$

$\theta_q(B)$: $(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$

Jika $d = 0$ maka model berdasarkan data stasioner menjadi ARMA (p, q) . Model ARMA (p, q) dapat dituliskan sebagai persamaan (2.13) berikut (Wei 2006).

$$\phi_p(B)Z_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.13)$$

2.2.6 Estimasi Parameter

Perhitungan estimasi parameter pada *software* SAS menggunakan estimasi *least squares* dan *maximum likelihood estimation*. Metode *maximum likelihood estimation* adalah metode dengan meminimumkan nilai error. Berikut adalah model ARMA (p, q) yang terbentuk (Wei, 2006).

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.14)$$

Ketika a_t memenuhi asumsi *white noise* serta berdistribusi normal $(0, \sigma_a^2)$ dengan $\dot{Z}_t = Z_t - \mu$, dari persamaan (2.13) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$a_t = \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} + \dot{Z}_t - \phi_1 \dot{Z}_{t-1} - \dots - \phi_p \dot{Z}_{t-p} \quad (2.15)$$

Probabilitas bersama dari $\mathbf{a} = (a_1, a_2, \dots, a_n)'$ dinyatakan dalam persamaan (2.16) berikut.

$$P(\mathbf{a} | \phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-n/2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n a_t^2 \right] \quad (2.16)$$

Fungsi *conditional log likelihood* adalah sebagai berikut:

$$\ln L_*(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi\sigma_a^2 - \frac{S_*(\phi, \mu, \theta)}{2\sigma_a^2} \quad (2.17)$$

Dimana $S_*(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta | \mathbf{Z}_*, \mathbf{a}_*, \mathbf{Z})$ adalah *conditional sum of squares function*.

dengan:

$$\mathbf{Z}_* = (Z_{1-p}, \dots, Z_{-1}, Z_0)'$$

$$\mathbf{a}_* = (a_{1-p}, \dots, a_{-1}, a_0)'$$

$$\sigma_a^2 = \text{varians error}$$

Paramater ϕ , μ , dan θ disebut sebagai *conditional maximum likelihood estimators*. Karena $\ln L_*(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2)$ melibatkan $S_*(\phi, \mu, \theta)$, estimasi ini sama dengan *conditional least squares* yang diperoleh dari menyederhanakan *sum of squares function* $S_*(\phi, \mu, \theta)$.

Berdasarkan asumsi bahwa Z_t telah *stationer* dan a_t memenuhi asumsi residual $iidN(0, \sigma_a^2)$, random variabel, maka Z_t dapat diganti dengan \bar{Z} dan a_t yang memiliki nilai ekspektasi sama dengan 0. Diasumsikan bahwa $a_p = a_{p-1} = \dots = a_{p+1-q} = 0$ dan a_t untuk $t \geq (p+1)$ sehingga persamaan *conditional sum of squares function* menjadi persamaan (2.18).

$$S_*(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=p+1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta | \mathbf{Z}) \quad (2.18)$$

setelah memperoleh estimasi parameter ϕ , μ , dan θ , estimasi σ_a^2 dapat dihitung dengan persamaan sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{S_*(\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta})}{df} \quad (2.19)$$

dengan:

$$S_*(\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta}) = \text{conditional sum of squares function}$$

$$df = (n - p) - (p + q + 1) = n - (2p + q + 1)$$

2.2.7 Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter model dilakukan untuk menentukan parameter yang signifikan terhadap model. Berikut pengujian signifikansi parameter (Bowerman & O'Connel, 1993).

Hipotesis :

$H_0 : \phi_p = 0$ atau $\theta_q = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : \phi_p \neq 0$ atau $\theta_q \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik Uji :

$$t_{hit} = \frac{\hat{\phi}_p}{SE(\hat{\phi}_p)} \text{ atau } t_{hit} = \frac{\hat{\theta}_q}{SE(\hat{\theta}_q)}, i = 1, 2, \dots, n \quad (2.20)$$

Daerah Kritis : Tolak H_0 jika $|t_{hit}| > t_{1-\alpha/2(n-m)}$

Dengan :

$\hat{\phi}$: dugaan parameter AR

$\hat{\theta}$: dugaan parameter MA

n : banyaknya pengamatan

m : banyaknya parameter dalam model

2.2.8 Uji Asumsi Residual White Noise

Residual dari suatu model dikatakan *white noise* apabila residual bersifat identik (memiliki varians yang konstan) dan saling independen (antar residual tidak saling berkorelasi) (Bowerman & O'Connel, 1993).

a. Asumsi Residual Identik

Residual identik berarti bahwa varians dari residual bersifat konstan (homogen) yakni tidak terjadi kasus heteroskedastisitas. Pendeteksian sifat identik pada residual dapat dilakukan secara visual dengan cara melihat plot – plot residual pada *Versus Fit*. Selain itu, pendeteksian sifat identik dapat pula dilakukan melalui plot ACF (*Autocorrelation Function*). Suatu data dikatakan identik apabila plot residualnya menyebar secara acak

dan tidak membentuk suatu pola tertentu (Draper & Smith, 1992).

b. Asumsi Residual Independen

Hipotesis :

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ (residual memenuhi asumsi residual independen)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_k \neq 0, k = 1, 2, \dots, K$ (residual tidak memenuhi asumsi residual independen)

Statistik Uji :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{(n-k)} \quad (2.21)$$

Daerah Kritis : Tolak H_0 jika $Q > \chi_{\alpha(K-(p+q))}^2$

Dengan :

n : banyaknya pengamatan

$\hat{\rho}_k$: autokorelasi residual pada lag ke- k

K : maksimum lag

2.2.9 Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal

Pengujian asumsi residual berdistribusi normal mempunyai tujuan untuk mengetahui apakah residual data tersebut telah mengikuti distribusi normal atau belum. Pengujian data normal dapat dilakukan dengan membuat *normal probability plot* serta melalui uji *Kolmogorov-Smirnov*. Adapun analisis pengujian distribusi normal melalui uji *Kolmogorov-Smirnov* dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut (Daniel, 2000).

Hipotesis :

$H_0 : F_0(x) = F(x)$ (residual data berdistribusi normal)

$H_1 : F_0(x) \neq F(x)$ (residual data tidak berdistribusi normal)

Statistik Uji :

$$D = \text{Sup}_x |S(x) - F_0(x)| \quad (2.22)$$

Daerah Kritis : Tolak H_0 jika $D > D_{(1-\alpha, n)}$

Keterangan :

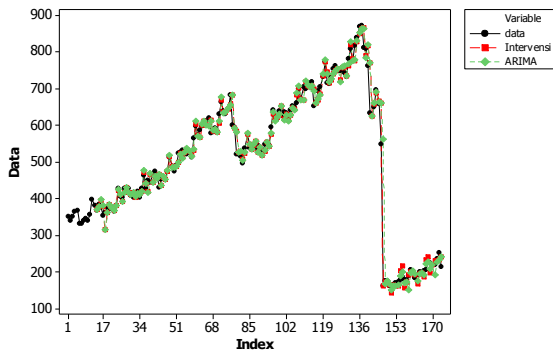
$S(x)$: Fungsi peluang kumulatif yang dihitung dari data sampel

$F_0(x)$: Fungsi peluang kumulatif distribusi normal

Sup_x : Nilai maksimum dari $|S(x) - F_0(x)|$

2.2.10 Analisis Intervensi

Analisis intervensi digunakan untuk mengevaluasi efek dari peristiwa eksternal pada suatu data *time series* (Wei, 2006). Berikut merupakan ilustrasi perbandingan antara analisis intervensi dan ARIMA yang menggunakan data rata-rata panggilan per hari (dalam 100 panggilan) Perusahaan Telepon “The Cincinnati Bell” mulai Januari 1962 – Desember 1976 (McSweeney, 1978).



Gambar 2.1 Perbandingan Antara Analisis Intervensi dan ARIMA

Pada plot tersebut dapat dilihat bahwa model intervensi lebih baik dibandingkan model ARIMA, karena nilai ramalan model intervensi lebih mendekati nilai aktual.

Terdapat dua jenis model intervensi, yaitu fungsi Step dan fungsi Pulse (Wei, 2006). Pada fungsi Step, kejadian intervensi terjadi pada waktu T dan seterusnya dalam waktu yang panjang. Bentuk intervensi fungsi step secara matematis dinotasikan dalam persamaan (2.23).

$$I_t = S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \quad (2.23)$$

Sedangkan pada fungsi Pulse, kejadian intervensi terjadi hanya pada waktu T dan tidak berlanjut pada waktu selanjutnya. Bentuk intervensi fungsi pulse dinotasikan dalam persamaan (2.24).

$$I_t = P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t = T \\ 1, & t \neq T \end{cases} \quad (2.24)$$

Bentuk umum dari multiple intervensi input dinotasikan dalam persamaan (2.25) (Wei, 2006).

$$Z_t = \sum_{j=1}^k \frac{\omega_j(B)B^{b_j}}{\delta_j(B)} I_{jt} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (2.25)$$

dimana:

I_{jt} : variabel intervensi, $j=1,2,\dots,k$

$\frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t = N_t$: deret *noise* yang dapat ditentukan menggunakan

model ARMA

$$\omega(B) = (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - \dots - \omega_s B^s)$$

$$\delta(B) = (1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_r B^r)$$

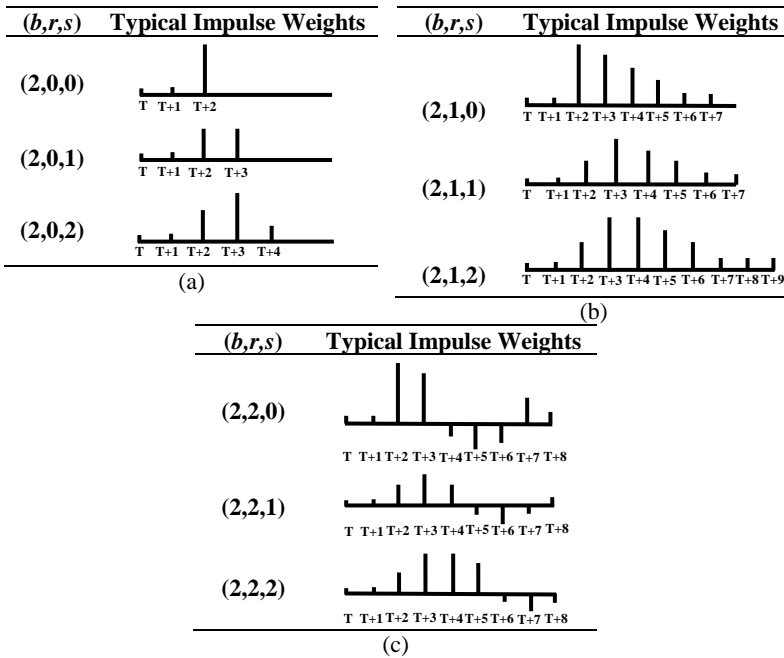
b : *delay* waktu dimana pengaruh intervensi mulai terjadi

s : lamanya pengaruh intervensi

r : pola dari pengaruh intervensi

Dalam mengidentifikasi orde pada model intervensi (b,s,r) , dapat dilakukan dengan melihat plot residual. Terdapat beberapa fungsi *impulse response* diantaranya adalah (Wei, 2006):

1. Jika $r = 0$, pola residual tidak akan membentuk pola eksponensial ataupun pola gelombang sinus.
2. Jika $r = 1$, residual akan cenderung membentuk pola eksponensial.
3. Jika $r = 2$, residual akan cenderung membentuk pola gelombang sinus teredam.



Gambar 2.2 (a) Pola Residual Ketika $r = 0$, (b) Pola Residual Ketika $r = 1$,
(c) Pola Residual Ketika $r = 2$

Sumber: (Wei, 2006)

2.2.11 Deteksi Outlier

Ketika asumsi residual berdistribusi normal tidak terpenuhi, maka dilakukan pendeteksian outlier. Deteksi *outlier* dilakukan untuk mendeteksi dan menghalangi penyebab *outlier* tersebut. Terdapat empat tipe *outlier* yaitu *additive outlier* (AO), *innovational outlier* (IO), *level shift* (LS), dan *temporary change* (TC) (Wei, 2006). Pada penelitian ini, deteksi outlier yang digunakan hanya AO dan LS. *Additive outlier* hanya berpengaruh pada pengamatan ke- T saja yang dimodelkan pada persamaan (2.26) sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\begin{aligned}
Z_t &= \begin{cases} X_t, & t \neq T \\ X_t + \omega, & t = T \end{cases} \\
&= X_t + \omega I_t^{(T)} \\
&= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t + \omega I_t^{(T)}
\end{aligned} \tag{2.26}$$

Dimana $I_t = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$

Sedangkan *level shift* menunjukkan *outlier* yang mempengaruhi pengamatan ke- $T, T+1, \dots$ dan membentuk pola yang berbeda dari sebelumnya. *Level shift* dimodelkan dengan persamaan (2.27) berikut (Wei, 2006).

$$\begin{aligned}
Z_t &= X_t + \frac{1}{(1-B)} \omega_L I_t^{(T)} \\
&= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t + \frac{1}{(1-B)} \omega_L I_t^{(T)}
\end{aligned} \tag{2.27}$$

Dimana $I_t = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases}$

2.2.12 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik merupakan pemilihan model yang memiliki nilai kriteria *error* terkecil. Kriteria pemilihan model yang digunakan pada penelitian ini adalah *Akaike's Information Criterion* (AIC) dan *Schwartz's Bayesian Criterion* (SBC).

Akaike's Information Criterion (AIC) merupakan kriteria pemilihan model yang mempertimbangkan banyaknya parameter dalam model. AIC dapat dirumuskan sebagai berikut (Wei, 2006).

$$AIC = n \ln L \sigma_a^2 + 2m \tag{2.28}$$

Pemilihan model untuk kriteria *in-sampel* lainnya adalah *Schwartz's Bayesian Criterion* (SBC). SBC dapat dirumuskan pada persamaan (2.29) (Wei, 2006).

$$SBC = n \ln L\sigma_a^2 + m \ln n \quad (2.29)$$

dimana:

m : banyaknya parameter pada data *in-sampel*

σ_a^2 : varians *error*

n : jumlah observasi data *time series*

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data *historical price* indeks harga saham gabungan periode 4 Januari 2016 hingga 31 Maret 2017. Data diperoleh dari Google Finance dengan alamat <https://www.google.com/finance>.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan pada penelitian ini dapat dilihat pada tabel 3.1. Data dibagi menjadi data *in-sample* yaitu data pada tanggal 4 Januari 2016 hingga 28 Februari 2017 serta data *out-sample* yaitu data pada tanggal 1 hingga 31 Maret 2017.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Waktu
Z_t	IHSG	Januari hingga Maret 2017
$I_{1,t}$	DPR mengesahkan UU Tax Amnesty	28 Juni 2016
$I_{2,t}$	Intervensi Pemilu Presiden Amerika Serikat	9 November 2016
$I_{3,t}$	Intervensi Libur Perayaan Natal	27 Desember 2016

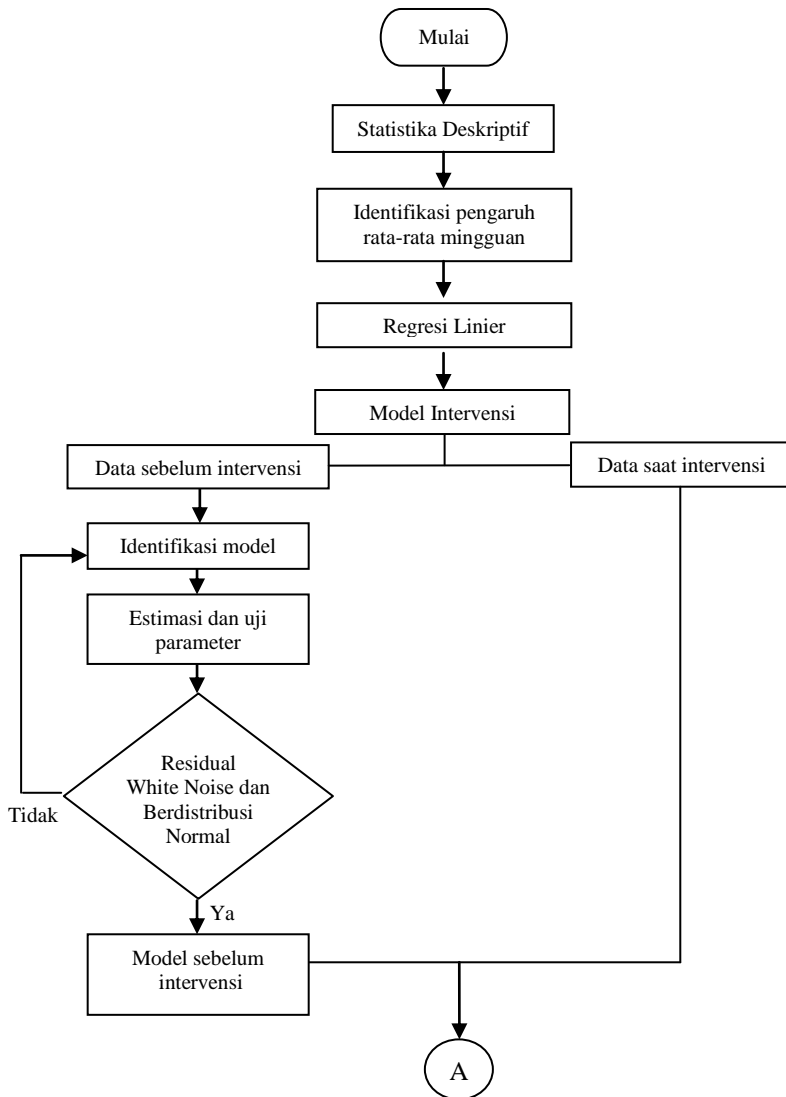
3.3 Langkah Penelitian

Adapun langkah-langkah penelitian dari laporan ini adalah sebagai berikut.

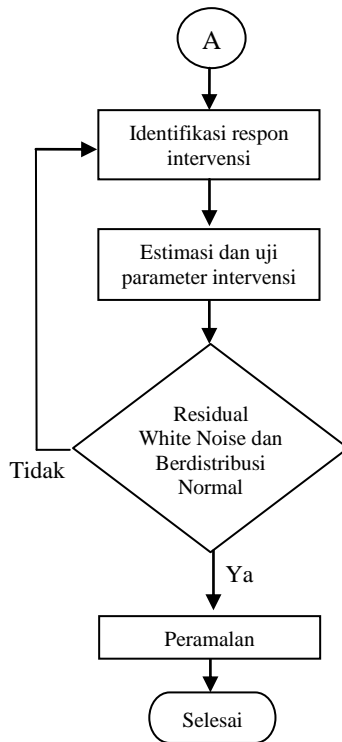
1. Mengidentifikasi karakteristik IHSG dengan menggunakan *time series plot*.
2. Membuat model *trend* deterministik data IHSG.
 - a. Menganalisis apakah data sudah stasioner dalam varians dan mean.

- b. Mendapatkan nilai rata-rata dari masing-masing minggu.
 - c. Membentuk model deterministik dengan memodelkan nilai rata-rata mingguan terhadap periode minggunya.
 - d. Menguji signifikansi parameter model.
 - e. Mendapatkan nilai residual dari model *trend* deterministik.
3. Membangun model sebelum intervensi untuk residual yang telah didapatkan dari langkah 2 dengan metode ARIMA.
- a. Mengidentifikasi pola residual secara visual dengan menggunakan *time series* plot.
 - b. Menganalisis stasioneritas dalam varians dan mean.
 - c. Melakukan identifikasi model berdasarkan plot ACF dan PACF.
 - d. Menguji dan menaksir parameter model.
 - e. Melakukan pemeriksaan asumsi residual *white noise* dan residual berdistribusi normal pada model sebelum intervensi.
 - f. Menentukan model terbaik.
 - g. Melakukan peramalan dari model ARIMA.
4. Membangun model intervensi.
- a. Melakukan identifikasi orde model intervensi dan menentukan orde (b, r, s) .
 - b. Menguji dan menaksir parameter untuk model intervensi.
 - c. Melakukan pemeriksaan asumsi residual *white noise* dan residual berdistribusi normal pada model intervensi.
 - d. Menentukan model terbaik.
5. Membangun model intervensi kedua dengan tahapan sama seperti langkah 3.
6. Membentuk model kombinasi *trend* deterministik dan intervensi.
7. Meramalkan nilai IHSG periode selanjutnya.

Tahapan proses analisis berdasarkan langkah penelitian dapat dilihat pada Gambar 3.1 sebagai berikut.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



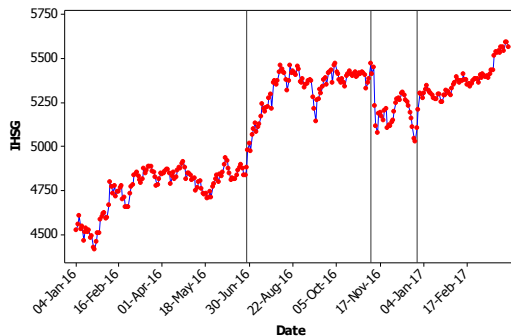
Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian (*Lanjutan*)

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Penelitian ini menggunakan metode statistika deskriptif dan metode intervensi untuk pemodelan IHSG akibat intervensi pengesahan UU Tax Amnesty, pemilihan umum presiden AS ke-45 dan hari raya Natal.

4.1 Karakteristik IHSG

Karakteristik IHSG periode Januari 2016 hingga Maret 2017 perlu dideskripsikan untuk mengetahui pola data IHSG. Rata-rata nilai IHSG dari 4 Januari 2016 hingga 31 Maret 2017 yaitu sebesar 5121,5. Nilai standar deviasi sebesar 279,6 yang menunjukkan bahwa nilai IHSG memiliki keragaman data yang besar. Nilai IHSG tertinggi yaitu sebesar 5592,9 dan yang terendah yaitu sebesar 4414,1.



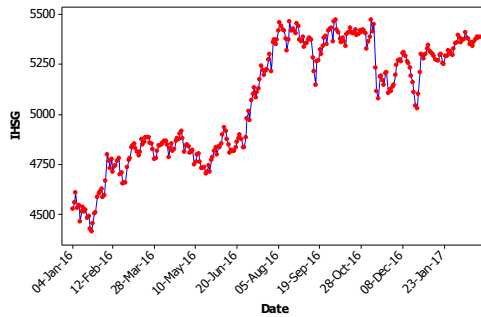
Gambar 4.1 *Time Series Plot* Data IHSG

Time series plot data IHSG periode 4 Januari 2016 hingga 31 Maret 2017 ditampilkan pada Gambar 4.1. Nilai IHSG tertinggi terjadi pada tanggal 30 Maret 2017 dan yang terendah terjadi pada tanggal 21 Januari 2016. Terdapat 3 intervensi yang mempengaruhi nilai IHSG pada periode 4 Januari 2016 hingga 31 Maret 2017 yaitu pengesahan UU Tax Amnesty (S_{1t}) sejak

$T=122$, Pemilu Amerika Serikat (S_{2t}) sejak $T=211$, dan libur hari raya natal (P_{3t}) pada $T=243$.

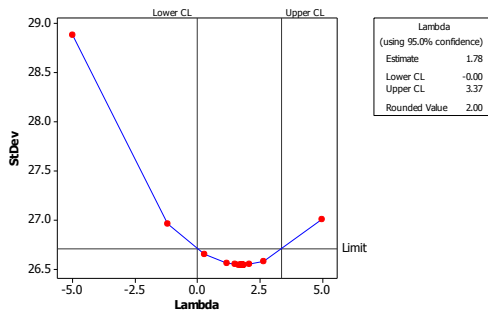
4.2 Model *Trend* Deterministik Untuk Data IHSG

Sebelum melakukan pemodelan data IHSG, terlebih dahulu dilihat apakah data telah stasioner dalam varians dan mean.



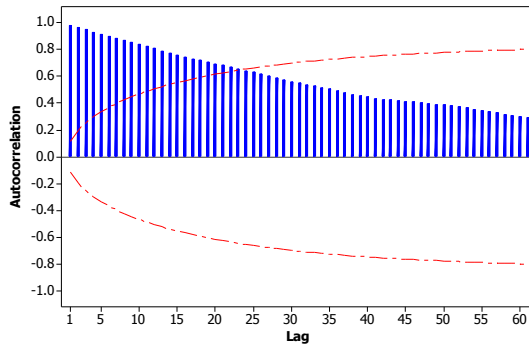
Gambar 4.2 Time Series Plot Data In-sample

Dari *time series plot* juga dapat dilihat bahwa data IHSG memiliki pola fluktuatif dan mengindikasikan bahwa data telah stasioner terhadap varians namun belum stasioner terhadap mean. Identifikasi stasioneritas terhadap varians dapat dilakukan dengan menggunakan plot Box-Cox yang ditampilkan pada Gambar 4.3.



Gambar 4.3 Box-Cox Plot

Diketahui bahwa nilai *lower control limit* sebesar 0.00 dan *upper control limit* sebesar 3.37 dengan *rounded value* sebesar 2. Nilai *upper control limit* telah melewati angka satu sehingga tidak diperlukan transformasi. Stasioner dalam mean juga dapat dilihat dari plot ACF pada Gambar 4.4. Terlihat plot ACF turun lambat yang artinya data belum stasioner terhadap mean.



Gambar 4.4 Plot ACF Data IHSG Sebelum Intervensi

Karena data belum stasioner dalam mean, maka dilakukan pemodelan deterministik dengan meregresikan rata-rata mingguan IHSG dengan periode mingguannya. Hasil uji signifikansi parameter secara serentak ditunjukkan pada Tabel 4.1 sedangkan hasil uji signifikansi parameter secara parsial ditampilkan pada Tabel 4.2.

Tabel 4.1 Hasil Analisis Regresi Uji Serentak

<i>Source</i>	<i>DF</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>P value</i>
<i>Regression</i>	1	3736790	3736790	158,67	0,000
<i>Residual Error</i>	58	1365960	23551		
<i>Total</i>	59	5102751			

Tabel 4.2 Hasil Analisis Regresi Uji Parsial

<i>Predictor</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t</i>	<i>P value</i>
<i>Constant</i>	4635,77	115,53	0,000
<i>m (Minggu ke-)</i>	14,410	12,60	0,000

Uji signifikansi parameter menghasilkan kesimpulan bahwa periode minggu berpengaruh signifikan terhadap rata-rata mingguan. Sehingga didapatkan model *trend* deterministik sebagai berikut.

$$\mu_m = 4636 + 14,4m$$

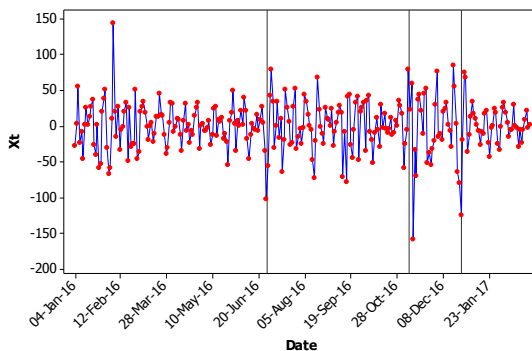
Berdasarkan model tersebut, nilai rata-rata IHSG setiap minggu akan bertambah sebesar 14,4 poin. Nilai IHSG mengikuti persamaan berikut.

$$Z_t = \mu_m + X_t$$

dimana X_t akan dimodelkan dengan analisis intervensi.

4.3 Model Intervensi

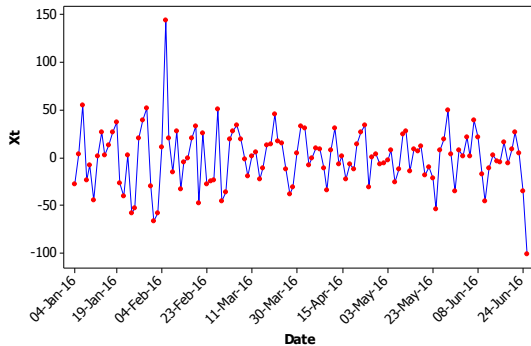
Setelah mendapatkan nilai X_t dari model deterministik, kemudian nilai tersebut dimodelkan dengan analisis intervensi. Hal pertama yang dilakukan adalah pemilihan model ARMA yang sesuai untuk data sebelum intervensi yang meliputi identifikasi model, penaksiran parameter, pemeriksaan asumsi residual. Sebelum melakukan pemilihan model ARMA, asumsi kestasioneran data harus terpenuhi.



Gambar 4.5 Time Series Plot nilai X_t

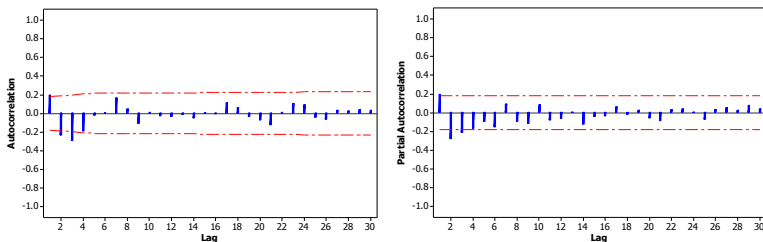
4.3.1 Identifikasi Model ARMA Data Sebelum Intervensi

Identifikasi stasioneritas terhadap mean dan varians dapat dilakukan secara visual dengan menggunakan *time series plot*. *Time series plot* dari residual sebelum intervensi ditunjukkan pada Gambar 4.6.



Gambar 4.6 Time Series Plot X_t Sebelum Intervensi

Gambar 4.6 mengindikasikan bahwa residual sebelum intervensi telah stasioner terhadap mean dan varians namun terlihat bahwa terdapat *outlier*. Kemudian melakukan identifikasi model menggunakan plot ACF dan PACF yang ditampilkan pada Gambar 4.7.



Gambar 4.7 Plot ACF dan PACF X_t Sebelum Intervensi

Plot ACF pada Gambar 4.7 juga dapat menunjukkan bahwa data sebelum intervensi telah stasioner terhadap mean. Pada plot

ACF diketahui signifikan pada *lag* ke-1,2,3 dan pada plot PACF diketahui signifikan pada *lag* ke-1,2,3.

a. Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Parameter Model Data Sebelum Intervensi

Langkah selanjutnya yaitu melakukan pengujian signifikansi parameter. Terdapat beberapa kemungkinan model sebelum intervensi. Hasil uji signifikansi parameter dari penduga model ARMA ditunjukkan pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3 Uji Signifikansi Parameter Model Sebelum Intervensi

Model	Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
AR(3)	ϕ_1	0,20038	2,14	0,0322	Signifikan
	ϕ_2	-0,24743	-2,68	0,0075	Signifikan
	ϕ_3	-0,23723	-2,53	0,0116	Signifikan
MA(3)	θ_1	0,004225	0,05	0,9618	Tidak Signifikan
	θ_2	0,36099	4,46	< 0,0001	Signifikan
	θ_3	0,39398	4,47	< 0,0001	Signifikan
ARMA (1,1)	ϕ_1	-0,25435	-0,90	0,3685	Signifikan
	θ_1	-0,53649	-2,18	0,0291	Tidak Signifikan
ARMA (1,2)	ϕ_1	-0,95429	-12,04	< 0,0001	Signifikan
	θ_1	-1,25950	-9,58	< 0,0001	Signifikan
	θ_2	-0,26830	-2,45	0,0143	Signifikan
ARMA (1,3)	ϕ_1	0,29179	1,26	0,2093	Tidak Signifikan
	θ_1	0,22171	0,98	0,3288	Signifikan
	θ_2	0,35802	3,90	< 0,0001	Tidak Signifikan
ARMA (2,1)	θ_3	0,26130	1,82	0,0681	Tidak Signifikan
	ϕ_1	0,95164	9,81	< 0,0001	Signifikan
	ϕ_2	-0,44084	-4,93	< 0,0001	Signifikan
	θ_1	0,87658	13,80	< 0,0001	Signifikan

Tabel 4.3 Uji Signifikansi Parameter Model Sebelum Intervensi (*Lanjutan*)

Model	Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
ARMA (2,2)	ϕ_1	-1,09140	-2,36	0,0184	Signifikan
	ϕ_2	-0,12625	-0,35	0,7299	Tidak Signifikan
	θ_1	-1,38254	-3,47	0,0005	Signifikan
	θ_2	-0,38933	-1,02	0,3080	Tidak Signifikan
ARMA (2,3)	ϕ_1	0,83417	1,97	0,0488	Tidak Signifikan
	ϕ_2	-0,38449	-1,57	0,1161	Tidak Signifikan
	θ_1	0,75354	1,75	0,0799	Tidak Signifikan
	θ_2	0,05085	0,21	0,8339	Tidak Signifikan
ARMA (3,1)	θ_3	0,06057	0,27	0,7881	Tidak Signifikan
	ϕ_1	0,96554	8,11	< 0,0001	Signifikan
	ϕ_2	-0,45966	-3,58	0,0003	Signifikan
	ϕ_3	0,02258	0,20	0,8379	Signifikan
ARMA (3,2)	θ_1	0,88323	12,47	< 0,0001	Tidak Signifikan
	ϕ_1	-0,02046	-0,19	0,8527	Tidak Signifikan
	ϕ_2	0,47898	4,37	< 0,0001	Signifikan
	ϕ_3	-0,40824	-4,17	< 0,0001	Tidak Signifikan
ARMA (3,3)	θ_1	-0,11206	-1,19	0,2333	Signifikan
	θ_2	0,87505	10,04	< 0,0001	Signifikan
	ϕ_1	1,53553	1,06	0,2910	Tidak Signifikan
	ϕ_2	-1,06541	-0,81	0,4166	Tidak Signifikan
ARMA (3,3)	ϕ_3	0,31926	0,54	0,5900	Tidak Signifikan
	θ_1	1,45558	1,00	0,3171	Tidak Signifikan
	θ_2	-0,58030	-0,48	0,6286	Tidak Signifikan
	θ_3	0,07439	0,30	0,7637	Tidak Signifikan

Table 4.3 menginformasikan bahwa terdapat 3 model yang layak untuk digunakan yaitu model AR(3), ARMA(1,2), dan

ARMA(2,1). Pada tabel 4.3 juga dapat dilihat nilai masing-masing estimasi parameter model.

b. Uji Asumsi Residual Model Sebelum Intervensi

Pengujian asumsi residual digunakan untuk mengetahui kelayakan model. Hasil pengujian asumsi residual *white noise* ditampilkan pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 Uji Asumsi Residual *White Noise* Model Sebelum Intervensi

Model	Lag	χ^2	db	P value	Keputusan
AR(3)	6	7,53	3	0,0569	<i>White Noise</i>
	12	15,14	9	0,0871	
	18	18	15	0,2625	
	24	21,46	21	0,4311	
ARMA (1,2)	6	11,41	3	0,0097	Tidak <i>White Noise</i>
	12	18,09	9	0,0341	
	18	20,2	15	0,1643	
	24	24,93	21	0,2501	
ARMA (2,1)	6	1,78	3	0,6199	<i>White Noise</i>
	12	7,91	9	0,5431	
	18	11,49	15	0,7172	
	24	15,89	21	0,7758	

Model AR(3) dan ARMA(2,1) memenuhi asumsi residual *white noise*. Hasil pengujian asumsi residual berdistribusi normal ditampilkan pada Tabel 4.5.

Tabel 4.5 Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal Model Sebelum Intervensi

Model	D	P value	Keputusan
AR(3)	0,060398	> 0,1500	Berdistribusi Normal
ARMA (2,1)	0,081515	0,0470	Tidak Berdistribusi Normal

Tabel 4.5 menunjukkan bahwa model AR(3) memenuhi asumsi residual berdistribusi normal namun model ARMA(2,1)

tidak memenuhi asumsi residual berdistribusi normal. Model terbaik ditentukan berdasarkan kriteria pemilihan model terbaik AIC dan SBC.

Tabel 4.6 Pemilihan Kriteria Kebaikan Model Sebelum Intervensi

Model	AIC	SBC
AR(3)	1155,797	1164,184
ARMA (2,1)	1145,911	1154,299

Tabel 4.6 menunjukkan bahwa model terbaik untuk data sebelum intervensi yaitu ARMA(2,1) karena memiliki nilai AIC dan SBC terkecil namun karena model ARMA(2,1) tidak memenuhi asumsi residual berdistribusi normal, maka model yang digunakan adalah model AR(3). Pada identifikasi stasioneritas data diketahui bahwa terdapat *outlier*, sehingga kemudian dilakukan uji signifikansi parameter model sebelum intervensi dengan *outlier*.

Tabel 4.7 Uji Signifikansi Parameter Model Sebelum Intervensi dengan *Outlier*

Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
ϕ_1	0.26763	2.95	0.0031	Signifikan
ϕ_2	-0.19262	-2.11	0.0352	Signifikan
ϕ_3	-0.29049	-3.22	0.0013	Signifikan
β_{25}	60.19362	4.07	< 0.0001	Signifikan
β_{121}	-83.0604	-3.29	0.0010	Signifikan
β_{34}	-45.4431	-3.09	0.0020	Signifikan

Kemudian melakukan uji asumsi residual. Hasil pengujian asumsi residual *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal ditampilkan pada Tabel 4.8. Hasil pengujian asumsi residual menunjukkan bahwa model sebelum intervensi dengan *outlier* telah memenuhi asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal.

Tabel 4.8 Uji Asumsi Residual Model Sebelum Intervensi

<i>Lag</i>	χ^2	db	<i>P value</i>	<i>D</i>	<i>P value</i>
6	5.56	3	0.1352	0,045373	> 0.1500
12	10.77	9	0.292		
18	13.48	15	0.565		
24	18.09	21	0.6434		

Sehingga model yang terbentuk dapat dituliskan dalam persamaan berikut.

$$X_t = \frac{a_t}{(1 - 0,26763B + 0,19262B^2 + 0,29049B^3)} + 60,19362I_t^{(25)} - 83,06042I_t^{(121)} - 45,44308I_t^{(34)}$$

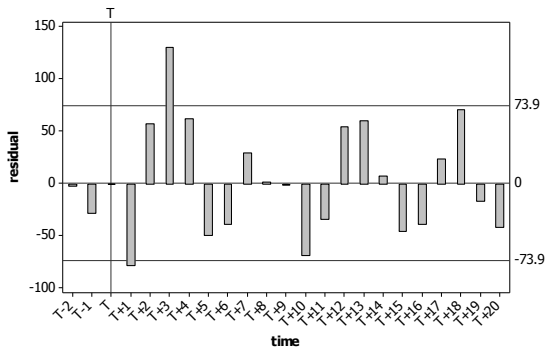
4.3.2 Pemodelan Intervensi Akibat Pengesahan UU Tax Amnesty Pada 28 Juni 2016

Setelah memperoleh model ARMA dari data sebelum intervensi, maka langkah selanjutnya adalah menganalisis data IHSG dengan memasukkan pengaruh intervensi yaitu Pengesahan UU Tax Amnesty pada $T=122$. Kejadian ini termasuk dalam kategori *step function*, yang mempunyai dampak pada waktu selanjutnya.

a. Menentukan Order Model Intervensi Pertama

Menentukan model intervensi dapat dilakukan dengan melihat diagram residual. Diagram residual pada Gambar 4.8 dapat dilihat bahwa Pengesahan UU Tax Amnesty menyebabkan *response impulse* keluar dari batas $\pm 3\hat{\sigma}$. Berdasarkan batas tersebut, terlihat jika *lag* yang pertama kali keluar adalah *lag* ke- $T+1$ dengan lama pengaruh intervensi sebesar 0, serta residual tidak membentuk pola eksponensial atau gelombang sinus. Sehingga dapat ditentukan dugaan orde intervensi pertama yaitu

$b=1$ $s=0$ $r=0$. Nilai dugaan orde intervensi ini selanjutnya akan digunakan dalam model intervensi pertama.



Gambar 4.8 Diagram Residual Model Intervensi Pertama

b. Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Pertama

Selanjutnya melakukan estimasi dan menguji signifikansi parameter untuk model intervensi pertama. Tabel 4.9 menunjukkan bahwa semua parameter model intervensi pertama telah signifikan.

Tabel 4.9 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Pertama

Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
ϕ_1	0.19459	2.88	0.0039	Signifikan
ϕ_2	-0.2289	-3.4	0.0007	Signifikan
ϕ_3	-0.30375	-4.45	< 0.0001	Signifikan
ω_{01}	-98.6486	-2.59	0.0096	Signifikan
β_{25}	58.96498	3.56	0.0004	Signifikan
β_{121}	-59.708	-2.37	0.0177	Signifikan
β_{34}	-44.4007	-2.69	0.0071	Signifikan

c. Uji Asumsi Residual Model Intervensi Pertama

Melakukan uji asumsi residual digunakan untuk mengetahui kelayakan model. Berdasarkan Tabel 4.10 diketahui bahwa model intervensi pertama telah memenuhi asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal.

Tabel 4.10 Uji Asumsi Residual Model Intervensi Pertama

<i>Lag</i>	χ^2	db	<i>P value</i>	<i>D</i>	<i>P value</i>
6	5.14	3	0.162		
12	9.55	9	0.3881		
18	15.81	15	0.3948	0.053458	0.1495
24	25.88	21	0.2112		
30	28.09	27	0.4066		

Model dengan adanya intervensi pengesahan UU Tax Amnesty dapat dituliskan dalam persamaan berikut.

$$X_t = -98,64856BS_{1t}^{(122)} + \frac{a_t}{(1 - 0,19459B + 0,2289B^2 + 0,30375B^3)} +$$

$$58,96498I_t^{(25)} - 59,70803I_t^{(121)} - 44,40073I_t^{(34)}$$

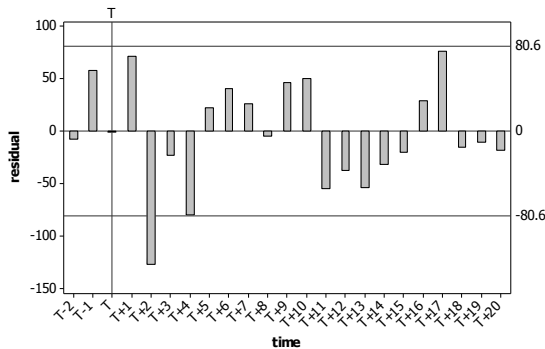
dengan $S_{1t}^{(122)} = \begin{cases} 0, & t < 122 \\ 1, & t \geq 122 \end{cases}$

4.3.3 Pemodelan Intervensi Akibat Pemilu Presiden Amerika Serikat Pada 9 November 2016

Setelah didapatkan model intervensi pertama, selanjutnya menganalisis data dengan memasukkan pengaruh intervensi Pemilu Presiden Amerika Serikat pada $T=211$. Kejadian Pemilu Presiden Amerika Serikat termasuk dalam kategori *step function*, yang mempunyai dampak pada waktu selanjutnya.

a. Menentukan Order Model Intervensi Kedua

Dugaan orde intervensi kedua dapat dilihat melalui diagram residual yang ditampilkan pada Gambar 4.9. Pengesahan UU Tax Amnesty Pemilu Presiden Amerika Serikat menyebabkan *response impulse* keluar dari batas $\pm 3\hat{\sigma}$. *Lag* yang pertama kali keluar adalah *lag* ke $T+2$ dengan lama pengaruh intervensi sebesar 0, serta residual tidak membentuk pola eksponensial atau gelombang sinus. Sehingga dugaan orde intervensi kedua yaitu $b=2$ $s=0$ $r=0$.



Gambar 4.9 Diagram Residual Model Intervensi Kedua

b. Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Kedua

Setelah mendapatkan nilai dugaan orde intervensi kedua, selanjutnya melakukan estimasi dan menguji signifikansi parameter untuk model intervensi kedua. Estimasi parameter dan hasil uji signifikansi dapat dilihat pada Tabel 4.11. Semua parameter model intervensi kedua telah signifikan.

Tabel 4.11 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Kedua

Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
ϕ_1	0.22561	3.54	0.0004	Signifikan
ϕ_2	-0.20599	-3.23	0.0012	Signifikan

Tabel 4.11 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Kedua (*Lanjutan*)

Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
ϕ_3	-0.31837	-4.93	< 0.0001	Signifikan
ω_{01}	-98.6501	-2.43	0.0152	Signifikan
ω_{02}	-137.432	-5.16	< 0.0001	Signifikan
β_{25}	60.40838	3.53	0.0004	Signifikan
β_{121}	-58.8179	-2.22	0.0266	Signifikan
β_{34}	-44.8515	-2.63	0.0086	Signifikan

c. Uji Asumsi Residual Model Intervensi Kedua

Hasil uji asumsi residual *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal ditunjukkan pada Tabel 4.12.

Tabel 4.12 Uji Asumsi Residual Model Intervensi Kedua

Lag	χ^2	db	P value	D	P value
6	6.15	3	0.1044	0.056966	0.0577
12	11.98	9	0.2146		
18	22.49	15	0.0955		
24	27.77	21	0.1469		
30	32.1	27	0.2286		
36	39.59	33	0.1995		
42	45.14	39	0.2309		

Diketahui bahwa model intervensi kedua telah memenuhi asumsi residual *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal. Sehingga dengan adanya intervensi pemilu Presiden Amerika Serikat pada 9 November 2016, model intervensi yang terbentuk dapat dituliskan dalam persamaan berikut.

$$X_t = -98,65006BS_{1t}^{(122)} - 137,43175B^2S_{1t}^{(211)} + \frac{a_t}{(1 - 0,22561B + 0,20599B^2 + 0,31837B^3)} + 60,40838I_t^{(25)} - 58,8179II_t^{(121)} - 44,85147I_t^{(34)}$$

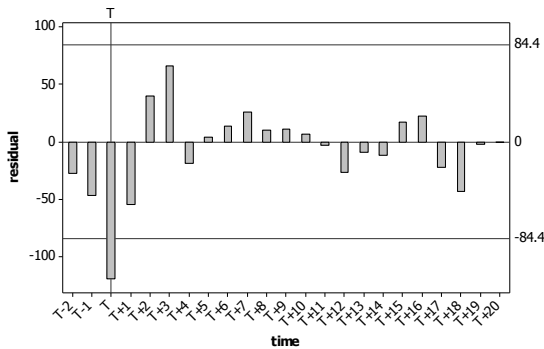
$$\text{dengan } S_{1t}^{(122)} = \begin{cases} 0, & t < 122 \\ 1, & t \geq 122 \end{cases} \text{ dan } S_{2t}^{(211)} = \begin{cases} 0, & t < 211 \\ 1, & t \geq 211 \end{cases}$$

4.3.4 Pemodelan Intervensi Akibat Libur Perayaan Natal Pada 27 Desember 2016

Selanjutnya memodelkan data dengan memasukkan pengaruh intervensi ketiga yaitu pengaruh libur perayaan natal tahun 2016, namun karena pada hari libur tidak ada kegiatan pencatatan di Bursa Efek sehingga menggunakan tanggal 27 Desember 2016 ketika Bursa Efek kembali melakukan pencatatan. Kejadian libur perayaan natal termasuk dalam kategori *pulse function*, dimana kejadian tersebut hanya berdampak pada waktu kejadian saja pada $T=243$.

a. Menentukan Order Model Intervensi Ketiga

Gambar 4.10 menampilkan diagram residual untuk menduga orde intervensi ketiga akibat libur perayaan natal.



Gambar 4.10 Diagram Residual Model Intervensi Ketiga

Dapat dilihat bahwa pengaruh libur perayaan natal menyebabkan residual keluar dari batas $\pm 3\hat{\sigma}$. Terlihat bahwa *lag* yang pertama kali keluar adalah *lag* ke- T dengan lama pengaruh intervensi sebesar 0, serta residual membentuk pola eksponensial. Sehingga dugaan orde intervensi ketiga adalah $b=0$ $s=0$ $r=1$.

b. Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Ketiga

Estimasi parameter dan uji signifikansi parameter untuk model intervensi ketiga dapat dilihat pada Tabel 4.13. Diketahui bahwa semua parameter model intervensi ketiga telah signifikan.

Tabel 4.13 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Ketiga

Parameter	Estimasi	t	P value	Keputusan
ϕ_1	0.23845	4.09	< 0.0001	Signifikan
ϕ_2	-0.20483	-3.51	0.0005	Signifikan
ϕ_3	-0.3091	-5.28	< 0.0001	Signifikan
ω_{01}	-99.415	-2.52	0.0119	Signifikan
ω_{02}	-138.602	-5.4	< 0.0001	Signifikan
ω_{03}	-86.6928	-3.44	0.0006	Signifikan
δ_{13}	0.92682	6.57	< 0.0001	Signifikan
β_{25}	60.21258	3.67	0.0002	Signifikan
β_{121}	-59.1078	-2.31	0.0211	Signifikan
β_{34}	-45.0504	-2.75	0.0059	Signifikan

c. Uji Asumsi Residual Model Intervensi Ketiga

Hasil uji asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal ditunjukkan pada Tabel 4.14. Diketahui bahwa model intervensi ketiga belum memenuhi asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal.

Tabel 4.14 Uji Asumsi Residual Model Intervensi Ketiga

<i>Lag</i>	χ^2	db	<i>P value</i>	<i>D</i>	<i>P value</i>
6	7.99	3	0.0462		
12	15.13	9	0.0874		
18	26.39	15	0.0341		
24	31.56	21	0.0648	0.059268	0.0167
30	35.14	27	0.1354		
36	42.64	33	0.1215		
42	47.9	39	0.1552		
48	51	45	0.2496		

Selanjutnya melakukan deteksi *outlier* untuk mengetahui parameter yang signifikan terhadap model sehingga dapat mengatasi asumsi yang tidak terpenuhi. Tabel 4.15 menunjukkan hasil estimasi dan uji signifikansi parameter setelah memasukkan *outlier* dalam model.

Tabel 4.15 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Ketiga dengan *Outlier*

Parameter	Estimasi	<i>t</i>	<i>P value</i>	Keputusan
ϕ_1	0.33487	5.46	< 0.0001	Signifikan
ϕ_2	-0.27384	-4.35	< 0.0001	Signifikan
θ_1	-0.24289	-3.93	< 0.0001	Signifikan
ω_{01}	-99.6904	-2.59	0.0097	Signifikan
ω_{02}	-152.387	-6.59	< 0.0001	Signifikan
ω_{03}	-107.299	-4.43	< 0.0001	Signifikan
δ_{13}	0.88434	6.08	< 0.0001	Signifikan
β_{25}	52.65944	3.65	0.0003	Signifikan
β_{121}	-58.8802	-2.45	0.0142	Signifikan
β_{34}	-46.6186	-3.25	0.0011	Signifikan
β_{171}	-45.422	-3.07	0.0021	Signifikan
β_{28}	36.81356	2.54	0.0111	Signifikan

Tabel 4.15 Uji Signifikansi Parameter Model Intervensi Ketiga dengan *Outlier* (Lanjutan)

Parameter	Estimasi	<i>t</i>	<i>P value</i>	Keputusan
β_{210}	37.61072	2.62	0.0088	Signifikan
β_{228}	35.28711	2.46	0.0138	Signifikan
β_{39}	42.44901	2.96	0.0031	Signifikan
β_{244}	-43.5095	-2.78	0.0054	Signifikan
β_{246}	41.7485	2.83	0.0047	Signifikan

Setelah semua parameter model telah signifikan, kemudian dilanjutkan pada pengujian asumsi residual *white noise* dan uji asumsi residual berdistribusi normal. Tabel 4.16 menunjukkan bahwa model intervensi ketiga dengan *outlier* telah memenuhi asumsi residual *white noise* dan uji asumsi residual berdistribusi normal.

Tabel 4.16 Uji Asumsi Residual *White Noise* dan Berdistribusi Normal Pada Model Intervensi Ketiga dengan *Outlier*

<i>Lag</i>	χ^2	db	<i>P value</i>	<i>D</i>	<i>P value</i>
6	6.31	3	0.0975	0.051932	0.0627
12	9.45	9	0.397		
18	23.24	15	0.0791		
24	28.33	21	0.1311		
30	30.42	27	0.2955		
36	39.24	33	0.2104		
42	44.43	39	0.2537		
48	46.48	45	0.411		

Sehingga model yang terbentuk dapat dituliskan pada persamaan berikut.

$$\begin{aligned}
X_t = & -99,69BS_{1t}^{(122)} - 152,387B^2S_{2t}^{(211)} - \frac{107,29931}{(1-0,88434B)}P_{3t}^{(243)} + \\
& \frac{a_t}{(1-0,33487B+0,27384B^2+0,24289B^3)} + \\
& 52,65944I_t^{(25)} - 58,88022I_t^{(121)} - 46,6186I_t^{(34)} - \\
& 45,42199I_t^{(171)} + 36,81356I_t^{(28)} + 37,61072I_t^{(210)} + \\
& 35,2871I_t^{(228)} + 42,4490I_t^{(39)} - 43,50947I_t^{(244)} + \\
& 41,7485I_t^{(246)}
\end{aligned}$$

Sehingga model yang terbentuk untuk meramalkan nilai IHSG yaitu sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
Z_t = & 4636 + 14,4m - 99,69BS_{1t}^{(122)} - 152,387B^2S_{2t}^{(211)} - \\
& \frac{107,29931}{(1-0,88434B)}P_{3t}^{(243)} + \frac{a_t}{(1-0,33487B+0,27384B^2+0,24289B^3)} + \\
& 52,65944I_t^{(25)} - 58,88022I_t^{(121)} - 46,6186I_t^{(34)} - \\
& 45,42199I_t^{(171)} + 36,81356I_t^{(28)} + 37,61072I_t^{(210)} + \\
& 35,2871I_t^{(228)} + 42,4490I_t^{(39)} - 43,50947I_t^{(244)} + \\
& 41,7485I_t^{(246)}
\end{aligned}$$

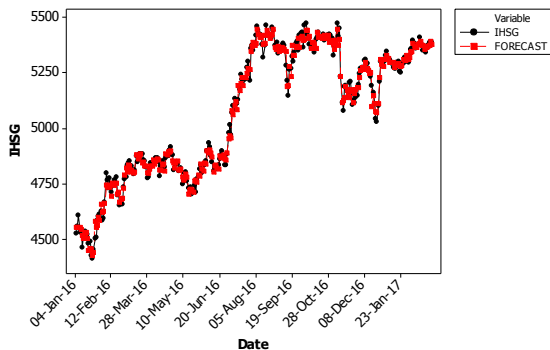
$$\text{dengan } S_{1t}^{(122)} = \begin{cases} 0, & t < 122 \\ 1, & t \geq 122 \end{cases} ; S_{2t}^{(211)} = \begin{cases} 0, & t < 211 \\ 1, & t \geq 211 \end{cases} ; \text{ dan}$$

$$P_{3t}^{(243)} = \begin{cases} 0, & t = 243 \\ 1, & t \neq 243 \end{cases}$$

Sehingga diketahui bahwa dampak dari peristiwa pemilu Presiden Amerika Serikat menurunkan nilai IHSG sebesar 152,39 poin. Sedangkan dampak dari libur natal menurunkan nilai IHSG sebesar 107,3 poin.

4.4 Peramalan

Selanjutnya untuk melihat perbedaan kedekatan antara hasil peramalan model yang terbentuk dengan data aktual maka ditunjukkan dalam Gambar 4.11. Diketahui informasi bahwa hasil peramalan model intervensi telah menangkap kejadian intervensi dan mengikuti pola data IHSG.



Gambar 4.11 Time Series Plot Perbandingan Data IHSG dengan Hasil Peramalan

Selanjutnya adalah meramalkan IHSG pada bulan April 2017. Hasil peramalan IHSG ditampilkan pada Tabel 4.17.

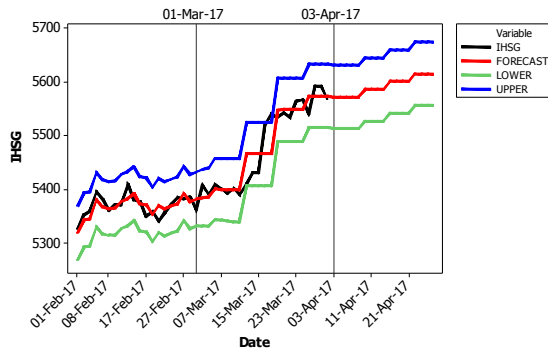
Tabel 4.17 Hasil Peramalan IHSG

Date	Forecast	Lower	Upper
3-Apr-17	5572.0094	5513.09	5630.929
4-Apr-17	5572.0006	5513.081	5630.921
5-Apr-17	5571.9979	5513.078	5630.918
6-Apr-17	5572.0007	5513.081	5630.921
7-Apr-17	5572.0041	5513.084	5630.924
10-Apr-17	5586.4047	5527.485	5645.325
11-Apr-17	5586.403	5527.483	5645.323
12-Apr-17	5586.4011	5527.481	5645.321

Tabel 4.17 Hasil Peramalan IHSG (*Lanjutan*)

Date	Forecast	Lower	Upper
13-Apr-17	5586.4005	5527.481	5645.32
17-Apr-17	5600.801	5541.881	5659.721
18-Apr-17	5600.8016	5541.882	5659.722
20-Apr-17	5600.8016	5541.882	5659.722
21-Apr-17	5600.8011	5541.881	5659.721
25-Apr-17	5615.2007	5556.281	5674.121
26-Apr-17	5615.2005	5556.281	5674.121
27-Apr-17	5615.2006	5556.281	5674.121
28-Apr-17	5615.2007	5556.281	5674.121

Kemudian hasil peramalan dapat ditunjukkan dalam *time series plot* untuk mengetahui pola IHSG bulan April 2017 berdasarkan model yang terbentuk.

**Gambar 4.12** *Time Series Plot* Perbandingan Data IHSG dengan Hasil Peramalan bulan Februari hingga April 2017

Gambar 4.12 menunjukkan perbandingan hasil ramalan IHSG pada *in sample*, *out sample* dan ramalan periode berikutnya. Hasil ramalan menunjukkan bahwa IHSG akan terus mengalami kenaikan hingga bulan April 2017. Namun kenaikan nilai IHSG pada bulan April 2017 tidak sebesar kenaikan nilai

IHSG pada bulan Maret 2017. Nilai IHSG pada bulan Februari 2017 berkisar pada level 5300-5400, dan pada bulan Maret 2017 berkisar pada level 5400-5600. Sedangkan nilai IHSG pada bulan April 2017 masih tetap berada pada kisaran level 5500-5600.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, maka dapat diambil kesimpulan sebagai berikut.

1. Nilai IHSG tertinggi terjadi pada tanggal 30 Maret 2017 yaitu sebesar 5592,9 dan nilai IHSG terendah terjadi pada tanggal 21 Januari 2016 yaitu sebesar 4414,1. Rata-rata nilai IHSG selama Januari 2016 hingga Maret 2017 yaitu sebesar 5121,5.
2. Model intervensi yang didapatkan menjelaskan bahwa intervensi pengesahan UU Tax Amnesty menurunkan nilai IHSG sebesar 99,69 poin, pengaruh intervensi pemilu presiden Amerika Serikat menurunkan nilai IHSG sebesar 152,39 poin, sedangkan pengaruh intervensi liburan perayaan natal menurunkan nilai IHSG sebesar 107,3 poin. Hasil peramalan menunjukkan bahwa nilai IHSG pada bulan Februari 2017 berkisar pada level 5300-5400, dan pada bulan Maret 2017 berkisar pada level 5400-5600. Sedangkan nilai IHSG pada bulan April 2017 masih tetap berada pada kisaran level 5500-5600. Nilai IHSG akan terus mengalami kenaikan hingga bulan April 2017, namun kenaikan nilai IHSG pada bulan April tidak sebesar kenaikan nilai IHSG pada bulan Maret.

5.2 Saran

Berdasarkan kesimpulan yang diperoleh, maka saran yang dapat diberikan diantaranya.

1. Saran bagi investor yang ingin menginvestasikan uangnya dengan membeli saham, untuk berinvestasi dalam jangka panjang. Karena jika dilihat dalam jangka pendek, nilai saham sangat berfluktuasi, namun jika dilihat dalam jangka panjang sebenarnya nilai saham akan naik. Serta memper-timbangkan perusahaan yang akan dipilih.

2. Saran untuk penelitian selanjutnya yaitu untuk menambahkan jumlah data untuk mengetahui kemungkinan terdapat pengaruh lain dan pengaruh variasi kalender.

DAFTAR PUSTAKA

- Aliffaturroodliyah. (2011). *Pemodelan Indeks Nikkei 225, Hang Seng, dan Kospi dengan pendekatan fungsi transfer dan back propagation neural network*. Surabaya: Tugas Akhir Statistika ITS.
- Ang, R. (1997). *Buku Pintar: Pasar Modal Indonesia*. Indonesia: Mediasoft Indonesia.
- Audriene, D. (2016, December 23). *Jelang Natal, IHSG Diramalkan Kembali Melorot*. Retrieved December 17, 2017, from CNN Indonesia: <http://www.cnnindonesia.com/ekonomi/20161223081130-92-181676/jelang-natal-ihsg-diramalkan-kembali-melorot/>
- Bowerman, B. L., & O'Connel, T. R. (1993). *Forecasting and Time Series: An Applied Approach* (3rd Edition). California: Duxbury Press.
- Cakti, G. A. (2016, November 11). *Tertekan, IHSG Turun Tajam 2,95% di Akhir Sesi I*. Retrieved February 10, 2016, from Bisnis.com: <http://market.bisnis.com/read/20161111-7/601551/indeks-bei-11-november-rupiah-tertekan-ihsg-turun-tajam-295-di-akhir-sesi-i>
- Chung, R. C., Ip, W., & Chan, S. (2009). An ARIMA-Intervention Analysis Model for the Financial Crisis in China's Manufacturing Industry. *International Journal of Engineering Business Management*, 1(1), 15-18.
- Daniel, W. (2000). *Applied Nonparametric Statistics* (2nd Edition). California: Duxbury Press.
- detik.finance. (2014, January 30). *detik.com*. Retrieved April 23, 2017, from Ini Dahsyatnya Pengaruh AS Terhadap Ekonomi Dunia: <https://finance.detik.com/bursa-valas-/2482876/ini-dahsyatnya-pengaruh-as-terhadap-ekonomi-dunia>

- Dewi, S. R. (2013). *Peramalan Indeks Harga Saham di Indonesia dan Dunia dengan Model Univariate dan Multivariate Time Series*. Surabaya: Tugas Akhir Statistika ITS.
- Draper, N. R., & Smith, H. (1992). *Analisis Regresi Terapan* (Edisi ke-2 ed.). Jakarta: PT. Gramedia Pustaka Utama.
- Kyper, E. & Jarrett, J. (2011). ARIMA Modeling With Intervention to Forecast and Analyze Chinese Stock Prices. *International Journal of Engineering Business Management*, 3(3), 53-58.
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & Hyndman, R. J. (1997). *Forecasting: Methods and Applications* (3rd ed.). New Jersey, USA: John Wiley & Sons Inc.
- McSweeney, A. (1978). The Effects of Response Cost on the Behavior of a Million Persons: Charging for Directory Assistance in Cincinnati. *Journal of Applied Behavioral Analysis* 11, 47-51.
- Simamora, N. S. (2016, July 21). *IHSG Pernah Tembus 5.523. Bagaimana Akhir 2016? Ini Analisisnya*. Retrieved February 10, 2017, from Bisnis.com: <http://market-bisnis.com/read/20160721/7/568089/ihsg-pernah-tembus-5.523.-bagaimana-akhir-2016-ini-analisisnya>
- Siswanto, & Krisnamusi, I. A. (2016, November 11). *Dua Hari Trump Terpilih, Saham Perusahaan Teknologi Turun*. Retrieved February 10, 2017, from Suara.com: <http://www.suara.com/tekno/2016/11/11/102113/dua-hari-trump-terpilih-saham-perusahaan-teknologi-turun>
- Sofie, R., & Cahyo, A. (2016, June 29). *Bisnis.com*. Retrieved April 23, 2017, from Bursa Saham 29 Juni: IHSG Ditutup Melonjak 97,93 Poin ke 4.981,1: <http://market-bisnis.com/read/20160629/7/562271/bursa-saham-29-juni-ihsg-ditutup-melonjak-9793-poin-ke-4.9811>

- Sukirno. (2016, October 29). *Terus Meroket, Ini Proyeksi IHSG Akhir 2016*. Retrieved February 10, 2017, from Bisnis.com: <http://market.bisnis.com/read/20161029-/189/597152/terus-meroket-ini-proyeksi-ihsg-akhir-2016>
- Wei, W. (2006). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. New York: Person Education Inc.
- Widoatmojo, S. (1996). *Pasar Modal Indonesia: Pengantar dan Studi Kasus*. Jakarta: Ghalia Indonesia.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

LAMPIRAN

Lampiran A : Data Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG)

Date	IHSG	Date	IHSG	Date	IHSG
4-Jan-16	4525.92	24-May-16	4710.78	13-Oct-16	5340.4
5-Jan-16	4557.82	25-May-16	4772.98	14-Oct-16	5399.88
6-Jan-16	4608.98	26-May-16	4784.56	17-Oct-16	5410.3
7-Jan-16	4530.45	27-May-16	4814.73	18-Oct-16	5430.05
8-Jan-16	4546.29	30-May-16	4836.03	19-Oct-16	5409.29
11-Jan-16	4465.48	31-May-16	4796.87	20-Oct-16	5403.69
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
28-Mar-16	4773.63	19-Aug-16	5416.04	5-Jan-17	5325.5
29-Mar-16	4781.3	22-Aug-16	5427.18	6-Jan-17	5347.02
30-Mar-16	4816.66	23-Aug-16	5417.14	9-Jan-17	5316.36
31-Mar-16	4845.37	24-Aug-16	5403.99	10-Jan-17	5309.92
1-Apr-16	4843.19	25-Aug-16	5454.12	11-Jan-17	5301.24
4-Apr-16	4850.18	26-Aug-16	5438.83	12-Jan-17	5292.75
5-Apr-16	4858.07	29-Aug-16	5370.76	13-Jan-17	5272.98
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
12-May-16	4803.32	4-Oct-16	5472.32	20-Feb-17	5359.29
13-May-16	4761.72	5-Oct-16	5420.65	21-Feb-17	5340.99
16-May-16	4731.56	6-Oct-16	5409.34	22-Feb-17	5358.68
17-May-16	4729.16	7-Oct-16	5377.15	23-Feb-17	5372.75
18-May-16	4734.36	10-Oct-16	5360.83	24-Feb-17	5385.91
19-May-16	4704.22	11-Oct-16	5382	27-Feb-17	5382.87
20-May-16	4711.88	12-Oct-16	5364.61	28-Feb-17	5386.69
23-May-16	4743.66				

Lampiran B : Output Minitab Pengaruh Rata-rata Mingguan

Regression Analysis: rata-rata mingguan versus m

The regression equation is

Rata-rata mingguan = 4636 + 14.4 m

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	4635.77	40.12	115.53	0.000
m	14.410	1.144	12.60	0.000

S = 153.463 R-Sq = 73.2% R-Sq(adj) = 72.8%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	3736790	3736790	158.67	0.000
Residual Error	58	1365960	23551		
Total	59	5102751			

Unusual Observations

Obs	m	1 mingguan	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
30	30.0	5376.2	5068.1	19.8	308.1	2.02R
31	31.0	5423.9	5082.5	19.8	341.4	2.24R
33	33.0	5428.3	5111.3	20.0	316.9	2.08R

R denotes an observation with a large standardized residual.

Lampiran C : Syntax Software SAS**1. Syntax Pemodelan Sebelum Intervensi**

```
data TA;
input x;
datalines;
-27.972
3.928
55.088
-23.442
-7.602
-44.99
:
-11.778
14.712
26.362
33.744
:
27.256
4.716
-35.024
-101.26
;
proc arima data=TA;
identify var=x;
estimate p=3 q=0 noint method=ml;
outlier maxnum=4 alpha=0.05;
forecast out=ramalan lead=30;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

2. *Syntax* Pemodelan Sebelum Intervensi dengan Outlier

```

data TA;
input x;
datalines;
-27.972
3.928
55.088
-23.442
-7.602
-44.99
:
-11.778
14.712
26.362
33.744
:
27.256
4.716
-35.024
-101.26
;
data TA;
set TA;
if _n_=25 then ao25=1; else ao25=0;
if _n_=121 then ao121=1; else ao121=0;
if _n_=34 then ao34=1; else ao34=0;
proc arima data=TA;
identify var=x crosscorr=(ao25(1) ao121(1) ao34(1) ) noprint;
estimate p=3 q=0 input=(ao25 ao121 ao34) noint method=ml;
forecast out=ramalan lead=30;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```


3. *Syntax* Pemodelan Intervensi Pertama

```

data TA;
input x s1;
datalines;
-27.972 0
3.928 0
55.088 0
-23.442 0
:      :
4.716 0
-35.024 0
-101.26 1
-55.14 1
:      :
-4.488 1
79.982 1
23.622 1
.      1
.      1
;
data TA;
set TA;
if _n_=25 then ao25=1; else ao25=0;
if _n_=121 then ao121=1; else ao121=0;
if _n_=34 then ao34=1; else ao34=0;
proc arima data=TA;
identify var=x crosscorr=(s1(1) ao25(1) ao121(1) ao34(1) )
noprnt;
estimate p=3 q=0 input=(1$(0)/(0)s1 ao25 ao121 ao34) noint
method=ml;
forecast out=ramalan lead=30;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```

4. Syntax Pemodelan Intervensi Kedua

```

data TA;
input x s1 s2;
datalines;
-27.972 0      0
3.928  0      0
:      :      :
-35.024 0      0
-101.26 1      0
-55.14  1      0
:      :      :
79.982  1      0
23.622  1      1
59.612  1      1
:      :      :
55.21   1      1
4.12    1      1
.        1      1
.        1      1
;
data TA;
set TA;
if _n_=25 then ao25=1; else ao25=0;
if _n_=121 then ao121=1; else ao121=0;
if _n_=34 then ao34=1; else ao34=0;
proc arima data=TA;
identify var=x crosscorr=(s1(1) s2(1) ao25(1) ao121(1) ao34(1) )
noprnt;
estimate p=3 q=0 input=(1$(0)/(0)s1 2$(0)/(0)s2 ao25 ao121
ao34) noint method=ml;
forecast out=ramalan lead=30;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```

5. Syntax Pemodelan Intervensi Ketiga

```

data TA;
input x s1 s2 p3;
datalines;
-27.972 0      0      0
3.928  0      0      0
.      .      .      .
79.982 1      0      0
23.622 1      1      0
59.612 1      1      0
.      .      .      .
-79.57 1      1      0
-124.97 1     1      1
-18.478 1     1      0
74.6525 1     1      0
68.7925 1     1      0
.      1      1      0
.      1      1      0
.      1      1      0
;
data TA;
set TA;
if _n_=25 then ao25=1; else ao25=0;
if _n_=121 then ao121=1; else ao121=0;
if _n_=34 then ao34=1; else ao34=0;
proc arima data=TA;
identify var=x crosscorr=(s1(1) s2(1) p3(1) ao25(1) ao121(1)
ao34(1) ) noprint;
estimate p=3 q=0 input=(1$(0)/(0)s1 2$(0)/(0)s2 0$(0)/(1)p3 ao25
ao121 ao34) noint method=ml;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
forecast out=ramalan lead=10;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;

```

6. *Syntax* Pemodelan Intervensi Ketiga dengan *Outlier*

```

data TA;
input x s1 s2 s3;
datalines;
-27.972 0      0      0
3.928  0      0      0
.      .      .      .
79.982 1      0      0
23.622 1      1      0
59.612 1      1      0
.      .      .      .
-79.57 1      1      0
-124.97 1     1      1
-18.478 1     1      0
74.6525 1     1      0
68.7925 1     1      0
.      1      1      0
.      1      1      0
.      1      1      0
;
data TA;
set TA;
if _n_=25 then ao25=1; else ao25=0;
if _n_=121 then ao121=1; else ao121=0;
if _n_=34 then ao34=1; else ao34=0;
if _n_=171 then ao171=1; else ao171=0;
if _n_=28 then ao28=1; else ao28=0;
if _n_=210 then ao210=1; else ao210=0;
if _n_=228 then ao228=1; else ao228=0;
if _n_=39 then ao39=1; else ao39=0;
if _n_=244 then ao244=1; else ao244=0;
if _n_=246 then ao246=1; else ao246=0;

```

7. Syntax Pemodelan Intervensi Ketiga dengan *Outlier* (Lanjutan)

```
proc arima data=TA;
identify var=x crosscorr=(s1(1) s2(1) p3(1) ao25(1) ao121(1)
ao34(1) ao171(1) ao28(1) ao210(1) ao228(1) ao39(1) ao244(1)
ao246(1)) noprint;
estimate p=3 input=(1$(0)/(0)s1 2$(0)/(0)s2 0$(0)/(1)p3 ao25
ao121 ao34 ao171 ao28 ao210 ao228 ao39 ao244 ao246) noint
method=ml;
run;
forecast out=ramalan lead=50 printall;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran D : Ouput Software SAS

1. Model AR(3) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
AR1,1	0.20038	0.09358	2.14	0.0322	1
AR1,2	-0.24743	0.09249	-2.68	0.0075	2
AR1,3	-0.23723	0.09394	-2.53	0.0116	3
Variance Estimate			801.2545		
Std Error Estimate			28.30644		
AIC			1155.797		
SBC			1164.184		
Number of Residuals			121		

Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	7.53	3	0.0569	-0.042	-0.074	-0.018	-0.148	-0.057	-0.162
12	15.14	9	0.0871	0.140	0.051	-0.133	0.088	-0.060	-0.079
18	18.00	15	0.2625	-0.004	-0.057	0.049	-0.024	0.115	0.025
24	21.46	21	0.4311	-0.042	0.026	-0.091	-0.015	0.064	0.089

Tests for Normality

Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.972286	Pr < W	0.0134
Kolmogorov-Smirnov	D	0.060398	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.09967	Pr > W-Sq	0.1151
Anderson-Darling	A-Sq	0.69759	Pr > A-Sq	0.0707

2. Model MA(3) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
MA1,1	0.0042250	0.08827	0.05	0.9618	1
MA1,2	0.36099	0.08094	4.46	<.0001	2
MA1,3	0.39398	0.08808	4.47	<.0001	3

Variance Estimate	758.2898
Std Error Estimate	27.53706
AIC	1149.714
SBC	1158.102
Number of Residuals	121

Autocorrelation Check of Residuals

Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	5.47	3	0.1406	0.060	0.003	0.000	-0.166	0.070	-0.083
12	12.37	9	0.1931	0.118	0.051	-0.148	0.063	-0.072	-0.067
18	16.19	15	0.3694	-0.006	-0.078	0.045	-0.014	0.120	0.065
24	20.45	21	0.4928	-0.009	0.028	-0.062	0.030	0.104	0.108

The UNIVARIATE Procedure

Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)

Tests for Normality

Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.97229	Pr < W	0.0134
Kolmogorov-Smirnov	D	0.060942	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.119044	Pr > W-Sq	0.0647
Anderson-Darling	A-Sq	0.87571	Pr > A-Sq	0.0242

3. Model ARMA(1,1) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
MA1,1	-0.53649	0.24580	-2.18	0.0291	1
AR1,1	-0.25435	0.28281	-0.90	0.3685	1

Variance Estimate	885.3978
Std Error Estimate	29.75563
AIC	1166.59
SBC	1172.181
Number of Residuals	121

Autocorrelation Check of Residuals

Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	12.23	4	0.0157	-0.013	-0.113	-0.249	-0.141	0.020	-0.037
12	18.04	10	0.0544	0.158	0.043	-0.118	0.042	-0.031	-0.021
18	20.94	16	0.1807	0.012	-0.064	0.030	-0.039	0.109	0.044
24	25.29	22	0.2834	-0.037	-0.027	-0.119	0.013	0.077	0.081

The UNIVARIATE Procedure

Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)

Tests for Normality

Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.956823	Pr < W	0.0007
Kolmogorov-Smirnov	D	0.079742	Pr > D	0.0582
Cramer-von Mises	W-Sq	0.130165	Pr > W-Sq	0.0447
Anderson-Darling	A-Sq	0.859023	Pr > A-Sq	0.0268

4. Model ARMA(1,2) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Pr > t	Lag				
MA1,1	-1.25950	0.13154	-9.58	<.0001	1				
MA1,2	-0.26830	0.10949	-2.45	0.0143	2				
AR1,1	-0.95429	0.07925	-12.04	<.0001	1				
Variance Estimate			890.3103						
Std Error Estimate			29.83807						
AIC			1168.632						
SBC			1177.019						
Number of Residuals			121						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	11.41	3	0.0097	-0.017	-0.144	-0.233	-0.120	0.009	-0.024
12	18.09	9	0.0341	0.145	0.058	-0.143	0.063	-0.042	-0.006
18	20.20	15	0.1643	0.000	-0.044	0.009	-0.027	0.095	0.055
24	24.93	21	0.2501	-0.047	-0.015	-0.125	0.016	0.071	0.090
The UNIVARIATE Procedure									
Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)									
Tests for Normality									
Test	---Statistic---			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.954051	Pr < W	0.0004					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.077903	Pr > D	0.0716					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.140379	Pr > W-Sq	0.0330					
Anderson-Darling	A-Sq	0.936343	Pr > A-Sq	0.0186					

5. Model ARMA(1,3) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Approx Pr > t	Lag				
MA1,1	0.22171	0.22704	0.98	0.3288	1				
MA1,2	0.35802	0.09169	3.90	<.0001	2				
MA1,3	0.26130	0.14324	1.82	0.0681	3				
AR1,1	0.29179	0.23240	1.26	0.2093	1				
Variance Estimate			751.0541						
Std Error Estimate			27.40537						
AIC			1149.513						
SBC			1160.697						
Number of Residuals			121						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	3.14	2	0.2084	0.010	-0.025	-0.031	-0.113	0.068	-0.074
12	9.95	8	0.2687	0.147	0.046	-0.134	0.075	-0.050	-0.045
18	13.64	14	0.4770	0.007	-0.067	0.045	-0.026	0.123	0.059
24	17.91	20	0.5933	-0.009	0.033	-0.072	0.030	0.098	0.107
The UNIVARIATE Procedure									
Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)									
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.970543	Pr < W	0.0094					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.067115	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.144171	Pr > W-Sq	0.0287					
Anderson-Darling	A-Sq	0.943274	Pr > A-Sq	0.0179					

6. Model ARMA(2,1) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Approx Pr > t	Lag				
MA1,1	0.87658	0.06353	13.80	<.0001	1				
AR1,1	0.95164	0.09699	9.81	<.0001	1				
AR1,2	-0.44084	0.08943	-4.93	<.0001	2				
Variance Estimate			734.2829						
Std Error Estimate			27.09766						
AIC			1145.911						
SBC			1154.299						
Number of Residuals			121						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	1.78	3	0.6199	0.007	-0.003	0.003	-0.018	0.062	-0.097
12	7.91	9	0.5431	0.112	0.003	-0.157	0.044	-0.059	-0.059
18	11.49	15	0.7172	-0.008	-0.074	0.029	-0.040	0.116	0.060
24	15.89	21	0.7758	0.008	0.051	-0.060	0.038	0.099	0.107
The UNIVARIATE Procedure									
Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)									
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.971055	Pr < W	0.0104					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.081515	Pr > D	0.0470					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.174837	Pr > W-Sq	0.0112					
Anderson-Darling	A-Sq	1.09214	Pr > A-Sq	0.0074					

7. Model ARMA(2,2) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter		Standard Estimate		Error	Approx t Value		Pr > t		Lag
MA1,1		-1.38254		0.39895	-3.47		0.0005		1
MA1,2		-0.38933		0.38188	-1.02		0.3080		2
AR1,1		-1.09140		0.46298	-2.36		0.0184		1
AR1,2		-0.12625		0.36562	-0.35		0.7299		2
Variance Estimate					894.5439				
Std Error Estimate					29.90893				
AIC					1170.146				
SBC					1181.329				
Number of Residuals					121				
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-		Pr > Autocorrelations-----			
6	11.83	2	0.0027	-0.012	-0.128	-0.246	-0.129	0.008	-0.023
12	18.20	8	0.0198	0.145	0.057	-0.136	0.058	-0.043	-0.008
18	20.41	14	0.1176	-0.001	-0.048	0.013	-0.026	0.097	0.055
24	25.17	20	0.1950	-0.046	-0.019	-0.126	0.019	0.071	0.089
The UNIVARIATE Procedure									
Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)									
Tests for Normality									
Test			--Statistic--		-----p Value-----				
Shapiro-Wilk			W	0.954225	Pr < W		0.0004		
Kolmogorov-Smirnov			D	0.078098	Pr > D		0.0702		
Cramer-von Mises			W-Sq	0.14771	Pr > W-Sq		0.0248		
Anderson-Darling			A-Sq	0.958362	Pr > A-Sq		0.0165		

8. Model ARMA(2,3) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Pr > t	Lag				
MA1,1	0.75354	0.43031	1.75	0.0799	1				
MA1,2	0.05085	0.24247	0.21	0.8339	2				
MA1,3	0.06057	0.22533	0.27	0.7881	3				
AR1,1	0.83417	0.42337	1.97	0.0488	1				
AR1,2	-0.38449	0.24469	-1.57	0.1161	2				
Variance Estimate			746.1842						
Std Error Estimate			27.31637						
AIC			1149.788						
SBC			1163.767						
Number of Residuals			121						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	1.81	1	0.1787	-0.000	-0.005	0.011	-0.030	0.053	-0.101
12	8.09	7	0.3251	0.121	0.013	-0.151	0.054	-0.057	-0.060
18	11.59	13	0.5614	-0.005	-0.070	0.034	-0.036	0.118	0.057
24	15.88	19	0.6654	0.003	0.052	-0.060	0.033	0.096	0.107
The UNIVARIATE Procedure									
Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)									
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			-----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.971697	Pr < W	0.0119					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.088512	Pr > D	0.0204					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.168815	Pr > W-Sq	0.0142					
Anderson-Darling	A-Sq	1.069138	Pr > A-Sq	0.0083					

9. Model ARMA(3,1) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	t Value	Approx Pr > t	Lag				
MA1,1	0.88323	0.07083	12.47	<.0001	1				
AR1,1	0.96554	0.11906	8.11	<.0001	1				
AR1,2	-0.45966	0.12824	-3.58	0.0003	2				
AR1,3	0.02258	0.11035	0.20	0.8379	3				
Variance Estimate			740.2902						
Std Error Estimate			27.20827						
AIC			1147.867						
SBC			1159.05						
Number of Residuals			121						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	1.81	2	0.4040	-0.001	0.007	-0.003	-0.028	0.063	-0.096
12	7.89	8	0.4441	0.116	0.009	-0.152	0.049	-0.059	-0.057
18	11.51	14	0.6454	-0.006	-0.074	0.034	-0.039	0.117	0.059
24	15.85	20	0.7256	0.005	0.051	-0.062	0.038	0.097	0.107
The UNIVARIATE Procedure									
Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)									
Tests for Normality									
Test	--Statistic--			----p Value-----					
Shapiro-Wilk	W	0.971301	Pr < W	0.0109					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.078506	Pr > D	0.0672					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.172813	Pr > W-Sq	0.0122					
Anderson-Darling	A-Sq	1.078755	Pr > A-Sq	0.0080					

10. Model ARMA(3,2) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation									
			Standard	Approx					
Parameter	Estimate	Error	t	Value	Pr > t	Lag			
MA1,1	-0.11206	0.09402	-1.19	0.2333	1				
MA1,2	0.87505	0.08712	10.04	<.0001	2				
AR1,1	-0.02046	0.11017	-0.19	0.8527	1				
AR1,2	0.47898	0.10948	4.37	<.0001	2				
AR1,3	-0.40824	0.09780	-4.17	<.0001	3				
Variance Estimate			737.9551						
Std Error Estimate			27.16533						
AIC			1149.04						
SBC			1163.019						
Number of Residuals			121						
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To	Chi-	Pr >				
			ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	1.02	1	0.3124	-0.000	0.015	-0.022	-0.003	0.043	-0.073
12	7.31	7	0.3974	0.096	0.021	-0.166	0.057	-0.071	-0.043
18	10.26	13	0.6727	-0.022	-0.058	0.017	-0.025	0.104	0.072
24	15.11	19	0.7154	-0.002	0.058	-0.070	0.049	0.089	0.117
Tests for Normality									
Test		--Statistic--			-----p Value-----				
Shapiro-Wilk		W	0.969334	Pr < W	0.0073				
Kolmogorov-Smirnov		D	0.084634	Pr > D	0.0326				
Cramer-von Mises		W-Sq	0.195563	Pr > W-Sq	0.0060				
Anderson-Darling		A-Sq	1.177178	Pr > A-Sq	<0.0050				

11. Model ARMA(3,3) Sebelum Intervensi

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
MA1,1	1.45558	1.45505	1.00	0.3171	1
MA1,2	-0.58030	1.19984	-0.48	0.6286	2
MA1,3	0.07439	0.24742	0.30	0.7637	3
AR1,1	1.53553	1.45416	1.06	0.2910	1
AR1,2	-1.06541	1.31149	-0.81	0.4166	2
AR1,3	0.31926	0.59254	0.54	0.5900	3

Variance Estimate 751.6037
Std Error Estimate 27.41539
AIC 1151.605
SBC 1168.379
Number of Residuals 121

Autocorrelation Check of Residuals

Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	.	0	.	-0.000	-0.011	0.012	-0.023	0.042	-0.114
12	7.75	6	0.2572	0.114	0.015	-0.144	0.061	-0.050	-0.057
18	11.19	12	0.5123	-0.002	-0.065	0.038	-0.033	0.119	0.058
24	15.34	18	0.6383	0.004	0.051	-0.063	0.030	0.094	0.106

The UNIVARIATE Procedure

Variable: RESIDUAL (Residual: Actual-Forecast)

Tests for Normality

Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.972223	Pr < W	0.0132
Kolmogorov-Smirnov	D	0.086147	Pr > D	0.0257
Cramer-von Mises	W-Sq	0.163204	Pr > W-Sq	0.0171
Anderson-Darling	A-Sq	1.043052	Pr > A-Sq	0.0094

12. Model AR(3) dengan *Outlier*

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift	
AR1,1	0.26763		0.09058	2.95	0.0031	1	IHSG		0
AR1,2	-0.19262		0.09144	-2.11	0.0352	2	IHSG		0
AR1,3	-0.29049		0.09021	-3.22	0.0013	3	IHSG		0
NUM1	60.19362		14.79407	4.07	<.0001	0	ao25		0
NUM2	-83.06042		25.24974	-3.29	0.0010	0	ao121		0
NUM3	-45.44308		14.70812	-3.09	0.0020	0	ao34		0
Variance Estimate					628.401				
Std Error Estimate					25.06793				
AIC					1120.096				
SBC					1136.821				
Number of Residuals					120				
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	5.56	3	0.1352	-0.041	-0.075	-0.013	-0.108	-0.083	-0.133
12	10.77	9	0.2920	0.070	0.069	-0.101	-0.025	-0.015	-0.135
18	13.48	15	0.5650	0.024	-0.060	0.058	0.020	0.026	0.103
24	18.09	21	0.6434	-0.008	-0.036	-0.045	-0.049	0.149	0.051
Tests for Normality									
Test			--Statistic--		-----p Value-----				
Shapiro-Wilk			W	0.989217	Pr < W	0.4670			
Kolmogorov-Smirnov			D	0.045373	Pr > D	>0.1500			
Cramer-von Mises			W-Sq	0.047188	Pr > W-Sq	>0.2500			
Anderson-Darling			A-Sq	0.338399	Pr > A-Sq	>0.2500			

13. Model Intervensi Pertama

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
AR1,1	0.19459	0.06746	2.88	0.0039	1	x	0		
AR1,2	-0.22890	0.06741	-3.40	0.0007	2	x	0		
AR1,3	-0.30375	0.06828	-4.45	<.0001	3	x	0		
NUM1	-98.64856	38.08751	-2.59	0.0096	0	s1	1		
NUM2	58.96498	16.55505	3.56	0.0004	0	ao25	0		
NUM3	-59.70803	25.18246	-2.37	0.0177	0	ao121	0		
NUM4	-44.40073	16.49894	-2.69	0.0071	0	ao34	0		
Variance Estimate				735.2969					
Std Error Estimate				27.11636					
AIC				1980.006					
SBC				2003.403					
Number of Residuals				209					
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	5.14	3	0.1620	-0.034	-0.050	-0.032	-0.108	-0.062	-0.060
12	9.55	9	0.3881	-0.071	0.091	-0.012	-0.068	-0.028	-0.036
18	15.81	15	0.3948	-0.088	-0.038	0.051	-0.081	0.094	0.014
24	25.88	21	0.2112	0.043	0.147	0.028	-0.069	0.116	-0.015
30	28.09	27	0.4066	-0.004	-0.040	-0.043	0.040	0.006	-0.063
36	32.87	33	0.4737	0.022	-0.031	-0.102	0.085	-0.008	0.003
Tests for Normality									
Test		--Statistic--		-----p Value-----					
Shapiro-Wilk		W	0.990279	Pr < W	0.1722				
Kolmogorov-Smirnov		D	0.053458	Pr > D	0.1495				
Cramer-von Mises		W-Sq	0.077608	Pr > W-Sq	0.2277				
Anderson-Darling		A-Sq	0.499958	Pr > A-Sq	0.2151				

14. Model Intervensi Kedua

Maximum Likelihood Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0.22561	0.06371	3.54	0.0004	1	x	0
AR1,2	-0.20599	0.06381	-3.23	0.0012	2	x	0
AR1,3	-0.31837	0.06462	-4.93	<.0001	3	x	0
NUM1	-98.65006	40.62883	-2.43	0.0152	0	s1	1
NUM2	-137.43175	26.65293	-5.16	<.0001	0	s2	2
NUM3	60.40838	17.11496	3.53	0.0004	0	ao25	0
NUM4	-58.81791	26.52389	-2.22	0.0266	0	ao121	0
NUM5	-44.85147	17.07264	-2.63	0.0086	0	ao34	0
Variance Estimate				816.6258			
Std Error Estimate				28.57666			
AIC				2289.239			
SBC				2317.05			
Number of Residuals				239			
Autocorrelation Check of Residuals							
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	Autocorrelations-----	
6	6.15	3	0.1044	-0.019	-0.060	-0.041	-0.059
12	11.98	9	0.2146	-0.026	0.109	-0.061	-0.033
18	22.49	15	0.0955	-0.116	-0.062	0.063	-0.054
24	27.77	21	0.1469	0.053	0.091	-0.026	-0.049
30	32.10	27	0.2286	-0.044	0.003	-0.002	0.084
36	39.59	33	0.1995	-0.004	-0.001	-0.097	0.115
42	45.14	39	0.2309	0.025	-0.011	0.033	0.006
Tests for Normality							
Test		--Statistic--		-----p Value-----			
Shapiro-Wilk		W	0.993794	Pr < W	0.4275		
Kolmogorov-Smirnov		D	0.056966	Pr > D	0.0577		
Cramer-von Mises		W-Sq	0.101669	Pr > W-Sq	0.1081		
Anderson-Darling		A-Sq	0.572134	Pr > A-Sq	0.1407		

15. Model Intervensi Ketiga dengan Deteksi *Outlier*

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
AR1,1	0.23845	0.05834	4.09	<.0001	1	x	0		
AR1,2	-0.20483	0.05838	-3.51	0.0005	2	x	0		
AR1,3	-0.30910	0.05857	-5.28	<.0001	3	x	0		
NUM1	-99.41501	39.51858	-2.52	0.0119	0	s1	1		
NUM2	-138.60221	25.64791	-5.40	<.0001	0	s2	2		
NUM3	-86.69281	25.17771	-3.44	0.0006	0	p3	0		
DEN1,1	0.92682	0.14100	6.57	<.0001	1	p3	0		
NUM4	60.21258	16.38885	3.67	0.0002	0	ao25	0		
NUM5	-59.10781	25.63931	-2.31	0.0211	0	ao121	0		
NUM6	-45.05041	16.35421	-2.75	0.0059	0	ao34	0		
Variance Estimate				758.4126					
Std Error Estimate				27.53929					
AIC				2690.143					
SBC				2726.598					
Number of Residuals				283					
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	7.99	3	0.0462	-0.023	-0.064	-0.028	-0.057	-0.114	-0.078
12	15.13	9	0.0874	-0.013	0.088	-0.104	-0.028	0.038	-0.057
18	26.39	15	0.0341	-0.090	-0.035	0.052	-0.067	0.089	0.114
24	31.56	21	0.0648	0.062	0.098	-0.024	-0.045	0.027	-0.015
30	35.14	27	0.1354	-0.014	-0.001	-0.052	0.058	-0.024	-0.067
36	42.64	33	0.1215	-0.011	0.008	-0.089	0.101	0.044	0.055
42	47.90	39	0.1552	0.037	0.020	0.019	0.015	-0.112	-0.029
48	51.00	45	0.2496	-0.014	0.019	-0.044	0.030	-0.076	0.003
Outlier Details									
Approx									
	Obs	Type	Chi-	Prob>	Estimate	Square	ChiSq		
	171	Additive			-88.84376	14.78	0.0001		
	28	Additive			67.18421	8.46	0.0036		
	222	Additive			-66.42464	8.35	0.0039		
	238	Additive			63.38847	7.64	0.0057		
	210	Additive			60.09078	6.87	0.0088		
	244	Additive			-59.72851	6.79	0.0092		

16. Model Intervensi Ketiga dengan Deteksi *Outlier* (Lanjutan)

Outlier Details				
Approx				
Obs	Type	Chi- Estimate	Prob> Square	ChiSq
228	Additive	57.80040	6.37	0.0116
39	Additive	54.89692	5.81	0.0160
246	Additive	52.67053	5.36	0.0206
169	Additive	-52.40205	5.37	0.0205

Tests for Normality

Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.992244	Pr < W	0.1458
Kolmogorov-Smirnov	D	0.059268	Pr > D	0.0167
Cramer-von Mises	W-Sq	0.159261	Pr > W-Sq	0.0192
Anderson-Darling	A-Sq	0.866208	Pr > A-Sq	0.0259

17. Model Intervensi Ketiga dengan *Outlier*

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
AR1,1	0.33487	0.06129	5.46	<.0001	1	x	0		
AR1,2	-0.27384	0.06295	-4.35	<.0001	2	x	0		
AR1,3	-0.24289	0.06185	-3.93	<.0001	3	x	0		
NUM1	-99.69039	38.56071	-2.59	0.0097	0	s1	1		
NUM2	-152.38688	23.12900	-6.59	<.0001	0	s2	2		
NUM3	-107.29931	24.23034	-4.43	<.0001	0	p3	0		
DEN1,1	0.88434	0.14543	6.08	<.0001	1	p3	0		
NUM4	52.65944	14.41320	3.65	0.0003	0	ao25	0		
NUM5	-58.88022	24.01339	-2.45	0.0142	0	ao121	0		
NUM6	-46.61860	14.33070	-3.25	0.0011	0	ao34	0		
NUM7	-45.42199	14.78486	-3.07	0.0021	0	ao171	0		
NUM8	36.81356	14.49837	2.54	0.0111	0	ao28	0		
NUM9	37.61072	14.35471	2.62	0.0088	0	ao210	0		
NUM10	35.28711	14.32466	2.46	0.0138	0	ao228	0		
NUM11	42.44901	14.35518	2.96	0.0031	0	ao39	0		
NUM12	-43.50947	15.62392	-2.78	0.0054	0	ao244	0		
NUM13	41.74850	14.76863	2.83	0.0047	0	ao246	0		
Variance Estimate				659.3168					
Std Error Estimate				25.67716					
AIC				2657.189					
SBC				2719.161					
Number of Residuals				283					
Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	6.31	3	0.0975	-0.017	-0.056	-0.026	-0.059	-0.100	-0.065
12	9.45	9	0.3970	-0.027	0.037	-0.016	-0.081	0.029	-0.030
18	23.24	15	0.0791	-0.113	-0.040	0.089	-0.079	0.085	0.100
24	28.33	21	0.1311	0.051	0.112	-0.028	-0.007	0.023	-0.006
30	30.42	27	0.2955	-0.030	-0.020	-0.022	0.011	-0.026	-0.063
36	39.24	33	0.2104	-0.012	0.040	-0.092	0.098	0.064	0.056
42	44.43	39	0.2537	0.013	0.043	0.012	-0.008	-0.072	-0.091
48	46.48	45	0.4110	0.025	-0.030	-0.015	0.018	-0.063	-0.006

18. Model Intervensi Ketiga dengan *Outlier* (Lanjutan)

Tests for Normality				
Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.991944	Pr < W	0.1264
Kolmogorov-Smirnov	D	0.051932	Pr > D	0.0627
Cramer-von Mises	W-Sq	0.156222	Pr > W-Sq	0.0208
Anderson-Darling	A-Sq	0.82794	Pr > A-Sq	0.0339

Lampiran E : Surat Keterangan Pengambilan Data**SURAT PERNYATAAN**

Saya mahasiswa jurusan Statistika ITS yang bertanda tangan dibawah ini.

Nama : Fidyah Wijayanti

NRP : 1315 105 052

Program Studi : S1

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir ini merupakan data sekunder yang diambil dari Google Finance dengan alamat <https://www.google.com/finance> yang diakses pada 1 April 2017.

Surat pernyataan ini dibuat dengan sebenar-benarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Pembimbing Tugas Akhir



R. Mohamad Atok, Ph.D
NIP. 19710915 199702 1 001

Surabaya, 22 Juni 2017
Mahasiswa



Fidyah Wijayanti
NRP. 1315105052

BIODATA PENULIS



Penulis memiliki nama lengkap Fidyah Wijayanti, lahir di Bangkalan pada tanggal 16 Maret 1993. Penulis merupakan anak dari pasangan Bapak Moh. Rofid dan Ibu Ernaniyah dan merupakan anak bungsu dari 4 bersaudara. Riwayat pendidikan penulis adalah SDN Banyuajuh 3 Bangkalan (2000-2006), SMP Negeri 1 Kamal Bangkalan (2006-2009), SMA Negeri 2 Bangkalan (2009-2012), Diploma III Statistika ITS (2012-2015) dan melanjutkan studinya di Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya dengan mengambil departemen Statistika dan menempuh jenjang Sarjana. Selama berada di bangku perkuliahan penulis pernah menjadi asisten dosen mata kuliah Pengantar Ilmu Komputer. Penulis juga aktif dalam berbagai kepanitiaan diantaranya adalah menjadi *Organizing Committee* LKMM TD HIMASTA ITS, panitia Acara *Job Preparation Training* dan beberapa kegiatan kemahasiswaan lainnya. Pada tahun 2014 penulis melakukan kerja praktek di ITS International Office dan pada tahun 2016 penulis melakukan kerja praktek di Bank Mandiri. Untuk kritik dan saran mengenai Tugas Akhir ini dapat menghubungi penulis melalui email phie.wijayanti@gmail.com.